

NUORTEN DISSOSIAATIOKYSELY A-DES:N FAKTORIRAKENNE,
MITTAUSINVARIANSSI JA LYHENNETTYJEN VERSIOIDEN
LAATIMINEN KYSELYSTÄ

Kristiina Ulla Maarit Lindfors

Pro gradu -tutkielma

Psykologia

Lääketieteellinen tiedekunta

Kesäkuu 2019

Ohjaajat:

Sebastian Therman

Jari Lipsanen

| | | |
|--|---|--|
| Tiedekunta/Osasto Fakultet/Sektion – Faculty Lääketieteellinen tiedekunta / Psykologian ja logopedian osasto | | Laitos/Institution– Department |
| Tekijä/Författare – Author Kristiina Ulla Maarit Lindfors | | |
| Työn nimi / Arbetets titel – Title Nuorten dissosiaatiokysely A-DES:n faktorirakenne, mittausinvarianssi ja lyhennettyjen versioiden laatiminen kyselystä | | |
| Oppiaine /Läroämne – Subject Psykologia | | |
| Työn laji/Arbetets art – Level Pro gradu -tutkielma | Aika/Datum – Month and year Kesäkuu 2019 | Sivumäärä/ Sidoantal – Number of pages 47 |
| Tiivistelmä/Referat – Abstract <p>Tavoitteet. Tässä tutkimuksessa selvitettiin ensinnäkin aikaisempaa kehittyneemmillä menetelmillä nuorten dissosiaatiokyselyn A-DES:n faktorirakennetta, koska aikaisemmissa perinteisellä faktorianalyysillä toteutetuissa tutkimuksissa tulokset olivat olleet epäyhteneviä. Toiseksi tutkittiin A-DES-kyselyn mittausinvarianssia sukupuolen, ikäluokan (alle 16-vuotiaat ja 16 vuotta täyttäneet), ystävien määrän, huumausaineiden käytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusatuksi joutumisen kokemusten suhteen. Kolmanneksi A-DES-kyselystä luotiin lyhennetyt 5, 10 ja 20 osion kyselylomakeversiot, joiden informaatioarvoa verrattiin alkuperäiseen 30 osion kyselyyn.</p> <p>Menetelmät. Aineistona oli alueellinen väestöpohjainen otos ($n = 4072$) peruskoulun yläasteella ja toisen asteen oppilaitoksissa opiskelevista nuorista, joiden keski-ikä oli 16.1 vuotta (keskihajonta 1.5 vuotta). Muuttujat luotiin A-DES-kyselystä, YSR-kyselyyn sisältyvistä osioista sekä päihdeidenkäyttöä kartoittavista kysymyksistä. A-DES:n faktorirakennetta tutkittiin osiovasteteoreettisin menetelmin Samejiman Graded Response -mallia hyödyntäen. Mittausinvarianssia tutkittiin logistiseen regressioanalyysiin pohjautuvalla DIF-analyysillä, jossa niin ikään taustalla oli Samejiman Graded Response -malli. Lyhennetyt versiot kyselystä luotiin osiovasteteoreettisia yhteensopivuustunnuslukuja ja DIF-analyysin tuloksia hyödyntäen.</p> <p>Tulokset ja johtopäätökset. A-DES osoittautui tässä tutkimuksessa yksiulotteiseksi faktorirakenteeltaan. Aikaisemmat hahmotelmat kolme- tai neliulotteisesta faktorirakenteesta eivät saaneet tukea. A-DES osoittautui myös varsin mittausinvariantiksi menetelmäksi sukupuolen, iän, ystävien määrän, huumausaineiden käytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusaamiskokemusten suhteen. Suomalaisen nuorten ilmoittama dissosiativisuus A-DES:lla tutkittuna oli varsin vähäistä verrattuna useisiin muihin maihin, mikä on syytä huomioida suomenkielistä kyselyä käytettäessä. Lyhennetyt kyselyversiot olivat informaatioarvoltaan suhteessa osioiden määrään alkuperäistä kyselyä vastaavia.</p> | | |
| Avainsanat – Nyckelord – Keywords A-DES, nuorten dissosiaatio, IRT-malli, osiovasteteoria, DIF-analyysi, mittausinvarianssi | | |
| Säilytyspaikka – Förvaringställe – Where deposited Helsingin yliopisto, Helda / E-thesis | | |
| Muita tietoja – Övriga uppgifter – Additional information | | |

| | | |
|---|--|--|
| Tiedekunta/Osasto / Fakultet/Sektion – Faculty Faculty of Medicine / Department of Psychology and Logopedics | | Laitos/Institution – Department |
| Tekijä/Författare – Author <u>Kristiina</u> Ulla Maarit Lindfors | | |
| Työn nimi / Arbetets titel – Title Factor structure, measurement invariance and abbreviated versions of the Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES) | | |
| Oppiaine / Läroämne – Subject Psychology | | |
| Työn laji/Arbetets art – Level Master's thesis | Aika/Datum – Month and year June 2019 | Sivumäärä/ Sidoantal – Number of pages 47 |
| Tiivistelmä/Referat – Abstract <p>Objectives. The first aim of this study was to examine the factor structure of the Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES) with more advanced methods than before, because the results of previous studies performed by traditional factor analysis had been inconclusive. The second aim of this study was to examine the measurement invariance of the A-DES across groupings by sex, age (younger than 16-year-olds versus at least 16-year-olds), number of friends, illicit drug use, transgender disposition and exposure to bullying at school. The third aim of this study was to create abbreviated versions of the A-DES with 5, 10 and 20 items and compare the information value of these versions to the original 30-item questionnaire.</p> <p>Methods. The sample ($n = 4072$) of this study was regional, population-based and consisted of adolescents attending lower and upper secondary schools. The average age of the participants was 16.1 years (with standard deviation of 1.5 years). Variables of the study were based on the A-DES questionnaire items, some items of the YSR-questionnaire and questions concerning illicit drug use. The factor structure of the A-DES was examined with item response theory (IRT) methods using Samejima's Graded Response Model. Measurement invariance was examined with DIF analysis based on logistic regression analysis, likewise employing Samejima's Graded Response Model. Abbreviated versions of the A-DES were created utilizing IRT item fit indices and the results of the DIF analysis.</p> <p>Results and conclusions. The factor structure of the A-DES turned out to be one-dimensional. Previous suggestions of three- and four-dimensional factor structure were not supported. The A-DES was also highly measurement invariant over differences in sex, age, number of friends, illicit drug use, transgender disposition and exposure to bullying at school. The amount of dissociation among Finnish adolescents expressed by their A-DES responses was quite low compared to several other countries, which must be taken into account when using the Finnish-language questionnaire. Relative to the number of items, the information values of the abbreviated versions were comparable to the original A-DES.</p> | | |
| Avainsanat – Nyckelord – Keywords A-DES, adolescent dissociation, IRT-model, item response theory, DIF analysis, measurement invariance | | |
| Säilytyspaikka – Förvaringställe – Where deposited University of Helsinki, Helda / E-thesis | | |
| Muita tietoja – Övriga uppgifter – Additional information | | |

Esipuhe

Tein tämän pro gradu -tutkielman osana Terveiden ja hyvinvoinnin laitoksen (THL:n) Mielenterveysyksikön *Hoitoon hakeutuneiden nuorten psyykkiset oireet ja voimavarat mielenterveyden ennustajina* (YEAH) -projektia. Kiitän projektin päätutkijaa psykologian tohtori Sebastian Thermania asiantuntevasta ja perehtyneestä ohjauksesta kaikissa työn vaiheissa. Kiitän mahdollisuudesta saada työskennellä THL:n Mielenterveysyksikön tiloissa koko graduprosessin ajan ja kannustavasta työskentelyilmapiiristä Mielenterveysyksikön työntekijöiden keskuudessa. Kiitän myös toista ohjaajaani, Helsingin yliopiston psykologian oppiaineen yliopisto-opettajaa Jari Lipsasta hyvästä kommentoinnista työn eri vaiheissa ja innostuksen valamisesta psykometriikkaan psykologian oppiaineen kursseilla. Kiitän psykologian tohtori Marjaana Lindemania kattavasta ja oivaltavasta perehtymisestä työhöni graduryhmän puitteissa. Kiitän lisäksi lääketieteen tohtori ja filosofian tohtori Tommi Tolmusta Kuopion yliopistollisen sairaalan nuorisopsykiatrian klinikan keräämästä aineistosta, jonka sain käyttööni tätä pro gradu -työtäni varten. Kiitän niin ikään kasvatustieteiden maisteri Sheila Weintraubia mahdollisuudesta saada tutustua yhden tutkimusaineiston taustalla olevan mittarin, YSR:n, suomalaiseen standardointiaineistoon.

Helsingissä kesäkuussa 2019

Kristiina Lindfors

Sisällys

| | |
|--|----|
| 1. Johdanto..... | 1 |
| 1.1 Dissosiaatio ilmiönä | 2 |
| 1.2 Dissosiaation yhteys sukupuoleen ja ikään | 4 |
| 1.3 Dissosiaation yhteydet muihin tekijöihin | 6 |
| 1.4 Nuorten dissosiaatiokysely A-DES | 7 |
| 1.5 Tutkimusongelmat | 9 |
| 2. Menetelmät | 11 |
| 2.1 Aineisto ja tutkittavat | 11 |
| 2.2 Käytetyt arviointiasteikot | 12 |
| 2.2.1 Dissosiaatiomuuttujat | 12 |
| 2.2.2 Ryhmittelymuuttujat | 12 |
| 2.3 Tilastolliset menetelmät..... | 14 |
| 3. Tulokset | 18 |
| 3.1 Kuvailevat tutkimustulokset..... | 18 |
| 3.2 A-DES:n faktorirakenne ja yleisfaktorin selitysosuus | 20 |
| 3.3 A-DES:n mittausinvarianssi | 24 |
| 3.4 A-DES:n lyhentäminen..... | 27 |
| 4. Pohdinta | 32 |
| 4.1 Nuorten dissosiativisuus suomalaisessa aineistossa | 32 |
| 4.2 A-DES:n ulottuvuudet | 34 |
| 4.3 Vastaustapatekijät ja ryhmien väliset erot dissosiativisuudessa..... | 34 |
| 4.4 Lyhennetyt A-DES-kyselyt | 36 |
| 4.5 Tutkimuksen vahvuudet, rajoitukset ja jatkotutkimuksen tarve..... | 38 |
| 4.6 Johtopäätökset | 41 |
| Lähteet | 42 |

1. Johdanto

Dissosiaatio on yksi puhuttelevimmista ilmiöistä psykologian historiassa (Loewenstein, 2018). Tästä huolimatta dissosiaation tieteellinen tutkimus on ollut vähäistä suhteessa moniin muihin tutkimusaiheisiin (Şar, 2014), ja jopa mielenterveysammattilaisten käsitykset dissosiaatiosta voivat pohjautua enemmän median luomiin mielikuviin kuin tieteelliseen tutkimukseen (Loewenstein, 2018). Vähäisestä tutkimuspohjastaan ja kliinisestä tuntemattomuudestaan huolimatta dissosiaatio-käsitteeseen sisältyvät ilmiöt koskettavat suurta osaa väestöstä. Vakavista dissosiaatiohäiriöistä kärsii vain muutama prosentti ihmisistä, mutta noin puolet aikuisväestöstä on kokenut elämässään jonkinlaisen depersonalisaatioepisodin (American Psychiatric Association, 2013; Hunter, Sierra & David, 2004) eli itsen tai ympäristön muuttumisen epätodellisen ja vieraan tuntuiseksi.

Mielenterveyshäiriöihin yhdistyessään dissosiativisuus on liitetty huonoon hoitovasteeseen ja huonoon hoitoon sitoutumiseen (Dalenberg ym., 2012). Dissosiaation tunnistamisessa on kuitenkin kliinisissä käytännöissä puutteita (Brand & Frewen, 2017), ja on tiedossa, että jos dissosiaatiota ei tunnisteta ja dissosiaatio-oireista kärsiviä henkilöitä hoidetaan muiden komorbidien diagnoosien perusteella, hoidoista muodostuu usein pitkiä, turhauttavia, potilasta lannistavia ja toimintakykyä heikentäviä (American Psychiatric Association, 2013). Lyssenko ym. (2018) ovatkin suosittaneet, että dissosiativisuuden arviointi pitäisi kuulua jokaiseen huolelliseen psykodiagnostiseen tutkimukseen. Tätä varten tarvitaan luotettavia dissosiaatiota kartoittavia mittareita.

Nuorten dissosiaatio on erityisen vähän tutkittu aihe, vaikka dissosiativisuudella voi olla eri merkitys ja eri ilmenemismuoto eri ikäkausina (Zona, 2014), jolloin aikuisten parissa tehtävä tutkimus ei ole riittävää nuoruusikäisten dissosiaation ymmärtämiseksi. Myös välineet nuorten dissosiaation kartoittamiseksi ovat tällä hetkellä vähäisiä. Armstrongin, Putnamin, Carlsonin, Liberon ja Smithin (1997) kehittämä A-DES (*Adolescent Dissociative Experiences Scale*) -kysely on toistaiseksi ainoa kansainvälisessä käytössä oleva nimenomaisesti nuorten dissosiaatiota kartoittava mittari (Brand & Frewen, 2017), mutta siinäkin on omat puutteensa. A-DES:n faktorirakenne ei ole selvä, vastaamiseen liittyviä tekijöitä kyselyyn ei tunneta ja kysely on myös 30 osiollaan varsin pitkä toteutettavaksi silloin, jos halutaan samalla tutkimuskerralla kartoittaa monia muitakin asioita.

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on vastata tutkimuskirjallisuudessa vallitsevaan puutteeseen nuorten dissosiaation tutkimusvälineiden osalta. Ensimmäisenä tutkimusongelmana on selvittää A-DES:n faktorirakennetta osiovasteteoreettisin menetelmin. Toisena tutkimusongelmana on selvittää, toimivatko A-DES:n osiot eri tavalla eri vastaajaryhmissä, jotka on muodostettu sukupuolen, iän, ystävien määrän, huumausaineiden käytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusatuksi joutumisen kokemusten perusteella. Kolmantena tutkimusongelmana on luoda A-DES:sta lyhennettyjä versioita niin, että alkuperäisen kyselyn informaatioarvo säilyy mahdollisimman hyvin.

1.1 Dissosiaatio ilmiönä

Dissosiaatiolla tarkoitetaan epäjatkuvuutta tai epäyhteneväisyyttä tavanomaisten psyykkisten toimintojen, kuten tietoisuuden, muistin, identiteetin, emootioiden, havaitsemisen, kehomielikuvien, motorisen kontrollin ja käyttäytymisen välillä (American Psychiatric Association, 2013). Beere (1995) on esittänyt havaintopsykologiaan perustuvan dissosiaatioteorian (engl. perceptual theory of dissociation), jonka mukaan dissosiaatio tapahtuu, kun intensiivisen tilanteen keskellä havaintokyky kapeutuu, tarkkaavaisuus kohdistuu merkitykselliseen ärsykkeeseen ja taustan huomioiminen jää tietoisuuden ulkopuolelle. Taustaan voivat kuulua esimerkiksi oma identiteetti, oman mielen toiminnot, oma keho, muu maailma ympärillä tai ajankulku.

Psykiatrisessa kirjallisuudessa dissosiaatiosta puhutaan häiriö- ja oirenäkökulmasta käsin (esim. American Psychiatric Association, 2013; Suokas-Cunliffe & van der Hart, 2006), jolloin dissosiaatiota voidaan pitää ylivoimaisissa stressitilanteissa esiintyvänä selviytymiskeinona, joka mahdollistaa traumaattisen materiaalin ulossulkemisen mielestä (Dalenberg ym., 2012; de Ruiter, Elzinga & Phaf, 2006). Tästä näkökulmasta dissosiaation on nähty johtavan monenlaisiin ei-toivottaviin kehityskulkuihin. Carlsonin, Yatesin ja Sroufen (2009) mukaan voimakkaan dissosiaation myötä koko minuuden kehitys voi suuntautua kohti yhä suurempaa kompleksisuutta ilman vastapainona toimivaa integraatiota. Suokas-Cunliffe ja van der Hart (2006) ovat puolestaan esittäneet, että liiallisen dissosiaation myötä elämäntarina voi jäädä ulkokohtaiseksi ja vaille henkilökohtaisen omistajuuden tuntua.

Dissosiativisten tilojen uskotaan myös aiheuttavan passiivista vaikutusalttiutta, kun henkilö ei koe pystyvänsä hallitsemaan omaa käytöstään, ajatuksiaan tai tunteitaan (Brand & Frewen, 2017).

Vaihtoehtoisesti dissosiaatiota voi tarkastella väestössä ilmenevänä jatkumona, joka sisältää sekä normaaleja että ääripään patologisia muotoja (de Ruiter ym., 2006; Waller, Putnam & Carlson, 1996). Dissosiaation eri ilmenemismuodoista erityisesti absorptio- eli uppoutumiskyky ja päiväunelmointi on liitetty normaaliin dissosiaatioon kuuluviksi, kun taas amnesiaa, depersonalisaatiokokemuksia ja identiteetin muutoksia on pidetty patologisina dissosiaation muotoina, jotka erottuvat normaalina pidetystä piirteenkaltaisesta dissosiaatiosta (Keck Seeley, Perosa & Perosa, 2004). Kaksostutkimuksissa on havaittu, että dissosiaatiotaipumuksella on vahva geneettinen komponentti, mikä puoltaa näkemystä siitä, että dissosiaatiokokemuksia voisi esiintyä luonnostaan piirteenkaltaisena ilmiönä (de Ruiter ym., 2006). Toisaalta luokitteluanalyysin (engl. latent class analysis) perusteella on saatu tukea kategoriselle mallille, jonka mukaan voidaan löytää normaalista poikkeava patologinen dissosiaation muoto (Keck Seeley ym., 2004).

Normatiivista ja patologista näkökulmaa yhdistäen de Ruiter ym. (2006) pitävät dissosiaatiota kognitiivisena tyylinä tai kykynä, jolla voi olla suotuisia vaikutuksia henkilön elämään mutta joka epäsuotuisissa, traumaattisissa olosuhteissa voi kääntyä haitaksi yksilölle. Kykyä flow- ja huippukokemuksiin voidaan pitää ”positiivisena dissosiaationa”, joka parantaa suoriutumista erityisesti taiteellisissa yhteyksissä (esim. Pérez-Fabello & Campos, 2011; Pica & Beere, 1995). De Ruiter ym. (2006) ovat esittäneet tutkimuskirjallisuuteen pohjautuen, että dissosiaatio liittyy hyvään työmuistikapasiteettiin ja hyvään kykyyn jakaa tarkkaavaisuutta, minkä pohjalta dissosiaatioon taipuvalaiset yksilöt voisivat käyttää erinomaisia kykyjään joko suoritusta edistävästi tai tehtävästä riippumattomasti päiväunelmointiin, motivaatiosta riippuen. Kuitenkin myöhemmin tehdyissä katsauksissa (Giesbrecht, Lynn, Lilienfeld & Merkelbach, 2008; McKinnon ym., 2016) dissosiaatiotaipumus on liitetty ennemminkin lieviin kognitiivisen suorituskyvyn puutteisiin, kuten virheellisten vastausten antamiseen oikeiden ohella (engl. commission error), autobiografisen ja episodisen muistin heikkouteen sekä eksekutiivisten toimintojen ongelmiin, mutta on hyvä pitää mielessä, että nämä katsaukset on tehty häiriönäkökulman puitteissa. Kokoavasti voitaneen todeta, että ainakin dissosiaatiohäiriöön liittyessään dissosiaatio aiheuttaa kärsimystä ja toimintakyvyn vajetta,

koska nämä sisältyvät jo diagnoosikriteereihin (esim. American Psychiatric Association, 2013), mutta lievempänä esiintyessään dissosiaation vaikutukset eivät ole vielä kovin hyvin tunnettuja.

1.2 Dissosiaation yhteys sukupuoleen ja ikään

Sukupuoli. Tutkimustulokset dissosiaation yhteydestä sukupuoleen ovat varsin epäyhteneviä. Useissa nuorilla tehdyissä tutkimuksissa sukupuolten välillä ei ole löytynyt eroa dissosiaation määrissä ei-kliinisellä (Farrington, Waller, Smerden & Faubel, 2001; Muris, Merckelbach & Peeters, 2003; Shin, Jeong & Chung, 2009; Zoroglu, Sar, Tuzun, Tutkun & Savas, 2002) tai kliinisellä aineistolla (Zoroglu ym., 2002), mutta muutamassa tutkimuksessa ero on löytynyt pelkän ei-kliinisen aineiston osalta (Espirito-Santo, Lopes, Simões, Cunha & Lemos, 2014; Soukup, Papežová, Kuběna & Mikolajová, 2010). Espirito-Santon ym. (2014) ei-kliinisessä aineistossa pojilla ilmeni enemmän dissosiaatiota kuin tytöillä. Nilsson ja Svedin (2006) sekä Soukup ym. (2010) sen sijaan havaitsivat ei-kliinisessä aineistoissa tytöillä korkeampia dissosiaatiopistemääriä kuin pojilla, mutta Soukupilla ym. (2010) efekतिकoko oli hyvin pieni. Yoshizumin, Hamadan, Kaidan, Gotow'n ja Murasen (2010) ei-kliinisessä aineistossa dissosiaatiivisuudessa ei yleisesti ottaen ollut eroa sukupuolten välillä, mutta interaktiovaikutus löytyi niin, että 13–14-vuotiailla pojilla dissosiaatio oli muita ryhmiä vähäisempää. Schimmentin (2016) ei-kliinisessä aineistossa ei myöskään löytynyt keskiarvotasolla eroa dissosiaatiossa sukupuolten välillä, mutta tutkimuksessa käytetyssä A-DES-kyselyssä havaittiin kuitenkin osiotasolla eroja sukupuolten välillä puolessa osioista.

Ikä. Carlson ym. (2009) ovat luoneet mallin iän ja dissosiaation väliselle yhteydelle. Heidän mukaansa lapsen mielelle on tyypillistä yksityiskohtainen, asiat erilleen jakava prosessointi ennen kuin kyky synteesejä luovaan prosessointiin kehittyy. Keskilapsuudessa ja nuoruusiässä lisääntyvä kognitiivinen kapasiteetti voi johtaa joko paremman integraatiokyvyn kehittymiseen tai vaihtoehtoisena kehityskulkuna yhä hienojakoisempaan erillisprosessointiin, jonka äärimuoto dissosiaatio on. Dissosiaatiivinen prosessointityyli on siis heidän mukaansa normatiivisempaa varhaislapsuudessa mutta indikoi enenevässä määrin psykopatologiaa iän karttuessa.

Useissa nuorilla toteutetuissa tutkimuksissa iän yhteys dissosiaatioon onkin ollut Carlsonin ym. (2009) näkemyksiin sopien sen suuntainen, että dissosiaation on havaittu vähentyvän iän myötä lapsuus- ja nuoruusiässä, mutta tutkimustuloksissa on runsaasti hajontaa. Zoroglu ym. (2002) havaitsivat sekä ei-kliinisellä että kliinisellä aineistolla negatiivisen korrelaation iän ja dissosiaation välillä. Myös Espirito-Santon ym. (2014) ei-kliinistä ja kliinistä nuoruusikäisten aineistoa hyödyntävässä tutkimuksessa löytyi negatiivinen korrelaatio iän ja dissosiativisuuden välillä. Samoin Zona (2014) havaitsi 13–17-vuotiaita ei-kliinisen aineiston tyttöjä tutkiessaan nuoremman iän liittyvän suurempaan dissosiaatioon. Tästä poikkeuksena ovat Farringtonin ym. (2001), Murisin ym. (2003) ja Shinin ym. (2009) ei-kliinisellä aineistolla sekä Soukupin ym. (2010) ei-kliinisellä ja kliinisellä aineistolla tekemät tutkimukset, joissa ei löytynyt yhteyttä iän ja dissosiaation välillä. Schimmenti (2016) puolestaan havaitsi ei-kliinisessä aineistossa ylöspäin aukeavan paraabelin muotoisen yhteyden iän ja dissosiaation välillä: 13- ja 18-vuotiailla oli korkeammat dissosiaatiopistemäärät kuin 14-, 15- ja 17-vuotiailla. Nilssonin ja Svedinin (2006) ei-kliinisellä aineistolla toteuttamassa tutkimuksessa tulokset olivat sen sijaan alaspäin aukeavan paraabelin muotoiset: dissosiaatio saavutti huippunsa 14–15-vuotiailla, kun taas tätä nuoremmilla ja vanhemmilla dissosiativisuus oli vähäisempää.

Vaikka ikä on useiden tutkimusten mukaan negatiivisessa yhteydessä nuoruusikäisten dissosiaatioon, eri tutkimusten tulokset antavat varsin kirjavain kuvan siitä, missä iässä dissosiaatio vähenee. Putnamin (1993) käsityksen mukaan normatiivinen dissosiaatio saavuttaa huippunsa ala-asteiässä ja vähenee nuoruusiässä. Yoshizumin ym. (2010) ei-kliinisellä aineistolla tekemä tutkimus antaakin tukea tälle olettamalle: heidän tutkimuksessaan 11–12-vuotiailla oli enemmän dissosiativista depersonalisaatiota ja amnesiaa kuin tätä vanhemmilla. Monissa muissa tutkimuksissa dissosiaation on kuitenkin havaittu vähenevän vasta myöhemmin nuoruusiässä. Putnamin, Hornsteinin ja Petersonin (1996) kliinisessä poikkileikkaustutkimuksessa dissosiaatio lisääntyi trendinomaisesti varhaiseen nuoruusikään asti, joka oli määritelty ikävälille 12.0–15.9 vuotta, minkä jälkeen dissosiaatio hieman väheni, vaikkakin eri dissosiaation osa-alueissa oli eroja. Smith & Carlson (1996) sen sijaan havaitsivat ei-kliinisessä aineistossa dissosiaation vähenevän varsin myöhään: vasta 18–21-vuotiailla oli alhaisempia dissosiaatiopistemääriä kuin tätä nuoremmilla, joskin tutkimuksen varjopuoli oli pienet otokoot.

1.3 Dissosiaation yhteydet muihin tekijöihin

Sosiaalisten kontaktien vähäisyys. Toisiaan täydentävillä sosiaalista yksinoloa kuvaavilla muuttujilla ja dissosiaatiolla on havaittu olevan yhteyksiä. Maarasen, Tanskasen, Haataisen ym. (2005) tutkimuksessa korkea dissosiaatio liittyi aikuisikäisillä riittämättömään sosiaaliseen tukeen, ja Maarasen, Tanskasen, Honkalammen ym. (2005) tutkimuksessa dissosiaatio oli miesten keskuudessa yhteydessä yksin asumiseen. Tolmusen ym. (2007) nuorten aineistolla tehdyssä tutkimuksessa paljon dissosiaatiota kokevat ilmoittivat useammin kuin vähän dissosiaatiota kokevat, että heillä ei ollut lainkaan ystäviä ja että heillä oli vain harvoin sosiaalisia kontakteja.

Huumausaineiden käyttö. Useiden huumausaineiden tiedetään aiheuttavan dissosiatiiivisia kokemuksia. Marihuana, hallusinogeenit, opiaatit, kokaiini ja sen sukulaisaineet sekä ketamiini voivat aiheuttaa erityisesti depersonalisaatiota ja derealisaatiota (Brand & Frewen, 2017; van Heugten - van der Kloet ym., 2015). Aivomekanismin on arveltu olevan sama eri huumausaineilla ja lääkeaineilla (Millière, 2017). Myös Tolmusen ym. (2007) nuorten väestöpohjaisessa tutkimuksessa dissosiaatio oli yhteydessä erinäisiin päihdemuuttujiin: päivittäiseen tupakointiin, tiheään alkoholinkäyttöön, lääkkeiden väärinkäyttöön ja kannabiksen käyttöön.

Sukupuoli-identiteetin ongelmat. *Sukupuoli-identiteetin häiriöstä* (engl. gender dysphoria) kärsivillä on todettu olevan runsaasti dissosiaatiokokemuksia (Colizzi, Costa & Todarello, 2015; Shiah ym., 2004), mutta vain harvoilla heistä on erityisen vakavaa dissosiaatio-oireilua (Colizzi ym., 2015). Havaitun dissosiatiiivisuuden on osittain arveltu selittyvän tutkimuslomakkeiden puutteilla, sillä sekä dissosiaatiokokemuksia että transsukupuolisia taipumuksia kartoittavissa kyselylomakkeissa kysytään ulkopuolisuuden tunteesta suhteessa omaan kehoon (Colizzi ym., 2015; Kersting ym., 2003). Colizzin ym. (2015) tutkimuksessa sukupuoli-identiteetin häiriöstä kärsineiden dissosiaatiokokemukset vähenivät hormonihoidon ja sukupuolenkorjausleikkauksen jälkeen, mikä voisi selittyä inkongruenssin vähenemisellä minäkuvan, kehon fyysisen olomuodon ja ulkoisten odotusten välillä intervention myötä.

Trauma. Dissosiaation ja trauman välisen yhteyden tutkimuksella on pitkä historia (Dorahy & van der Hart, 2007). Dalenberg ym. (2012) osoittivat meta-analyysissään, että trauman ja dissosiaation yhteys on kohtalainen vahvuudeltaan ja että trauma ennustaa dissosiaatiota silloinkin, kun *mielikuvitusrikkaus* (engl. fantasy proneness) ja suggestiotaipumus on kontrolloitu. Zonan (2014) prospektiivisen tutkimuksen mukaan nuorilla dissosiaatio-oireet olivat tyypillisesti koholla traumakokemuksen jälkeen, mutta ne vähenivät yleensä muutamien viikkojen tai kuukausien kuluessa, jolloin vain osalle trauman kokeneista jäi kroonisia dissosiaatio-oireita. Zona löysi tutkimuksessaan myös moderoivia tekijöitä trauman ja dissosiaation väliselle yhteydelle: Turvaton kiintymyssuhde vanhempaan ja nuori ikä lisäsivät todennäköisyyttä trauman aiheuttamalle dissosiaatiolle. Laoide, Egan ja Osborn (2018) puolestaan havaitsivat dissosiaatio-oireiden, erityisesti depersonalisaation, välittävän lapsuuden emotionaalisen kaltoinkohtelun ja myöhemmän psyykkisen pahoinvoinnin välistä yhteyttä. Vastaavasti Yamasaki ym. (2016) havaitsivat dissosiaation välittävän koulukiusaamiskokemusten ja psykoottisten oireiden välistä yhteyttä. Dissosiaatio ei siis vaikuta olevan pelkästään yhteydessä traumaan, vaan tarjoavan myös selitysmekanismin trauman pitkäaikaisvaikutuksille.

1.4 Nuorten dissosiaatiokysely A-DES

A-DES kehitettiin alun perin itseraportointiin perustuvaksi dissosiaation seulontamenetelmäksi, joka koostuu neljästä alafaktorista: 1) amnesiasta, 2) absorptiosta, 3) depersonalisaatiosta ja derealisaatiosta ja 4) passiivisuudesta (Armstrong ym., 1997). Amnesia voi ilmetä muistiaukkoina tai tietoisien muistin katkonaisuutena, absorptio uppoutumisena kirjaan tai elokuvaan niin että ajankulku unohtuu, depersonalisaatio ja derealisaatio vierauden ja epätodellisuuden kokemuksina suhteessa omaan kehoon ja ympäristöön, ja passiivisuus kontrollintunteen menettämisenä suhteessa omiin vaikutusmahdollisuuksiin (Brand & Frewen, 2017). Armstrong ym. (1997) muodostivat faktorit teoreettisin perustein klinikoiden konsensusena, mutta mittari vaikutti saavan varsin hyvää tukea kehittäjän itsensä ja muiden laskemista psykometrisistä tunnusluvuista.

A-DES:n sisäinen konsistenssi Cronbachin alfalla tarkasteltuna on osoittautunut erittäin hyväksi koko asteikon suhteen ja pääasiassa vähintään tyydyttäväksi alafaktoreiden suhteen

(ks. Taulukko 1; Armstrong ym., 1997; Smith & Carlson, 1996; Tolmunen ym., 2007; Zoroglu ym., 2002). Myös puolitusmenetelmästä (engl. split-half reliability) on saatu erinomaisia tuloksia (Armstrong ym., 1997; Farrington ym., 2001; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Zoroglu ym., 2002), samoin uusintatestausreliabiliteetista (Nilsson & Svedin, 2006; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Zona, 2014; Zoroglu ym., 2002).

Oletusten mukaisesti useassa tutkimuksessa on havaittu, että A-DES:n keskiarvot ovat normiryhmää suuremmat erilaisia traumoja kokeneilla ja psyykkisesti pahoinvoivilla ryhmillä (Armstrong ym., 1997; Nilsson & Svedin, 2006; Soukup ym., 2010; Zoroglu ym., 2002), minkä voi päätellä kertovan A-DES:n hyvästä erotteluvaliditeetista, koska mittari erottelee kliiniset populaatiot ei-kliinisistä populaatioista. Dissosiaatiohäiriöistä kärsivät ovat saaneet korkeita pistemääriä A-DES:lla (Armstrong ym., 1997, Zoroglu ym., 2002), mutta toisaalta myös muista tekijöistä, kuten psykoosista, fyysisestä tai seksuaalisesta kaltoinkoittelusta, ahdistuneisuushäiriöistä ja traumaperäisestä stressihäiriöstä kärsivät sekä mielikuvitusrikkaudelle taipuvaliset henkilöt ovat myös saaneet korkeita A-DES-pistemääriä (Armstrong ym., 1997; Muris ym., 2003; Zoroglu ym., 2002), mikä luo epäilyksen siitä, ettei A-DES:n erottelukyky sittenkään ole kovin spesifinen. A-DES:n korrelaatiot muiden samankaltaisten testien kanssa – aikuisten dissosiaatiokyselyjen DES:n (*Dissociative Experiences Scale*) ja Dis-Q-Swedenin (*Dissociation Questionnaire Sweden*), lasten somaattista dissosiaatiota kartoittavan SDQ-20:n (*The Somatoform Dissociation Questionnaire*) sekä lasten ja nuorten psyykkistä oireilua kartoittavan YSR:n (*Youth Self-Report*) dissosiaatiokysymysten kanssa – ovat olleet korkeita (Nilsson & Svedin, 2006; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010), mikä kertoo hyvästä samanaikaisvaliditeetista.

Suurimmat ongelmat A-DES:n luotettavuudessa tulevat esiin rakennevaliditeetissa. Useat tutkijat ovat saaneet eksploratiivisessa faktorianalyysissä tuloksen, joka tukee yksiulotteista faktorirakennetta Armstrongin ym. (1997) oletaman neliulotteisen faktorirakenteen sijaan (Farrington ym., 2001; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Soukup ym., 2010; Zona, 2014). Konfirmatorisessa faktorianalyysissä joko yksiulotteinen (Espirito-Santo ym., 2014) tai kolmiulotteinen faktoriratkaisu on osoittautunut parhaaksi (Yoshizumi ym., 2010). Zonan (2014) tutkimuksessa tosin konfirmatorisella

faktorianalyysillä ei löytynyt hyväksyttävää faktoriratkaisua lainkaan. Vaikka A-DES:n oletetut alafaktorit ovat saaneet korkeita sisäisen konsistenssin arvoja Cronbachin alfalla mitattuna, tämän perusteella ei voida vielä tehdä päätelmiä A-DES:n rakenteesta, sillä sisäisellä konsistenssilla ei pysty perustelemaan mittarin dimensionaalisuutta (Embretson & Reise, 2000, s. 231). Armstrongin ym. (1997) oletaman teoreettisen faktorirakenteen ja empiiristen tutkimustulosten välillä on siis ristiriita.

1.5 Tutkimusongelmat

Dissosiaatiotaipumuksella voidaan käsittää olevan positiivisia puolia (Pérez-Fabello & Campos, 2011; Pica & Beere, 1995), mutta voimakkaana esiintyessään dissosiativisuus liittyy monenlaiseen psyykkiseen pahoinvointiin (Lyssenko ym., 2018), joten sillä on ilmiönä mielenterveydellistä merkitystä. Dissosiaation tunnistamisessa on kuitenkin kliinisissä käytännöissä puutteita (Brand & Frewen, 2017), mikä johtaa herkästi vääriin hoitomuotoihin, huonoon hoitovasteeseen ja huonoon hoitoon sitoutumiseen (Dalenberg ym., 2012), millä on suurta merkitystä sekä yksilölle että kokonaisille terveydenhoitojärjestelmille. Tarve dissosiaatiota tunnistavien menetelmien kehittämiseen on suuri etenkin nuorten ikäryhmässä, jossa dissosiaatio voi ilmetä eri tavalla kuin lapsilla tai aikuisilla ja jolle hyvin validoituja tutkimusmenetelmiä ei juurikaan ole vielä olemassa.

Tämän tutkimuksen ensimmäisenä tutkimusongelmana on selvittää *osiovasteteoreettisin* (engl. item response theory, IRT) menetelmin A-DES:n faktorirakennetta. Osiovasteteoreettisten menetelmien etu on se, että niissä ei ole jakauma- tai mittausteoreettisia oletuksia ja niiden avulla mittarin kunkin osion yhteyden vahvuus latenttiin tekijään (tässä tapauksessa dissosiaatioon) pystytään ottamaan huomioon. Toistaiseksi kaikki A-DES:n rakennevaliditeettia kartoittavat tutkimukset on tehty perinteisellä faktorianalyysillä. Ongelmana tässä on se, että perinteinen faktorianalyysi on parametrinen tilastollinen menetelmä, joka edellyttää muuttujien välimatka-asteikollisuutta ja normaalijakautuneisuutta. Nämä oletukset eivät A-DES-muuttujien osalta täyty, sillä A-DES-muuttujat ovat järjestysasteikollisia ja niiden jakaumat ovat varsin vinoja. Eri A-DES-osiot saattavat myös kuvastaa erivahvuisia dissosiaation piirteitä, mitä perinteisissä faktorianalyysissä ei ole pystytty huomioimaan.

Toisena tutkimusongelmana on selvittää *osioiden välisen erilaisen toiminnan* (engl. differential item functioning, DIF) analyysillä A-DES:n mittausinvarianssia eli sitä, onko sukupuoliella, ikäryhmällä, huumausaineiden käytöllä, ystävien määrällä, transsukupuolisilla taipumuksilla ja kokemuksella koulukiusatuksi tulemisesta yhteyttä tapaan vastata A-DES-kyselyn eri osioihin. Aikaisemmassa tutkimuksessa ei ole kiinnitetty huomiota vastaamiseen liittyviin tekijöihin eikä A-DES:n osioiden toimivuuteen osana mittarin kokonaisuutta. Kun tietoa eri ryhmien vastaamiseen liittyvistä tekijöistä ei ole, tämä tarkoittaa dissosiaation yli- ja aliraportoinnin riskiä pelkän ryhmäkuuluvuuden perusteella. DIF-analyysin jälkeen on mahdollista myös arvioida, voidaanko aikaisempia tutkimustuloksia sukupuolen, iän, huumausaineiden käytön, sosiaalisten kontaktien määrän, tavanomaisesta poikkeavan sukupuoli-identiteetin ja trauman yhteydestä dissosiaatioon pitää metodologisesti luotettavina vai onko ryhmäeroissa kyse erilaisesta vastaustavasta kyselyn osioihin.

Kolmantena tutkimusongelmana on laatia lyhennettyjä versioita A-DES:sta osiovasteteoreettisten ja osioiden väliseen erilaiseen toimintaan liittyvien tunnuslukujen avulla alkuperäisen kyselyn informaatioarvo mahdollisimman hyvin säilyttäen. A-DES:sta on aikaisemmin laadittu lyhennetty versio, A-DES-8 (Martínez-Taboas ym., 2004), aikuisten lyhennetyn kyselyn pohjalta (DES-T, *Dissociative Experiences Scale Taxon*; Waller ym., 1996), mutta A-DES-8:n laadinnassa ei hyödynnetty osiovasteteoreettista tai osioiden väliseen erilaiseen toimintaan liittyvää analyysiä.

Tutkimusongelmat asetettiin siis seuraavasti:

1. Minkälainen on A-DES:n faktorirakenne osiovasteteoreettisesti tutkittuna? Aikaisemman tutkimuksen perusteella ainakin yksi-, kolme- ja nelifaktorinen rakenne ovat mahdollisia.
2. Onko sukupuoliella, iällä, huumausaineiden käytöllä, ystävien määrällä, transsukupuolisilla taipumuksilla tai kokemuksilla koulukiusatuksi tulemisesta yhteyttä A-DES:n osioihin vastaamiseen?
3. Onko A-DES:sta mahdollista laatia osiovasteteoreettisia ja osioiden väliseen erilaiseen toimintaan liittyviä tunnuslukuja hyödyntäen lyhennettyjä versioita, jotka säilyttävät alkuperäisen kyselyn informaatioarvon?

2. Menetelmät

2.1 Aineisto ja tutkittavat

Aineistona käytettiin Kuopion yliopistollisen sairaalan nuorisopsykiatrian klinikan vuonna 2005 keräämiä tietoja kuopiolaisista peruskoulun yläasteella ja toisen asteen oppilaitoksissa opiskelevista nuorista. Aineisto liittyy väestöpohjaisen pitkittäistutkimuksen *Adolescent Mental Health Survey* ensimmäisen vaiheen tiedonkeruuseen, jonka tarkoituksena oli selvittää nuorten vointia, psyykkistä oireilua sekä selviytymistä nuoruusiän muutosten kanssa. Tiedot kerättiin osallistujilta strukturoiduilla kyselylomakkeilla koulupäivän aikana. Nyt raportoitavassa tutkimuksessa hyödynnettiin aineistoon sisältyviä dissosiaatioon, sukupuoleen, ikään, ystävien määrään, huumausaineiden käyttöön, transsukupuolisiin taipumuksiin ja koulukiusatuksi joutumiseen liittyviä muuttujia.

Nyt raportoitavan tutkimuksen otos muodostui 4072 kyselyyn vastanneesta, jotka saatiin seuraavien vaiheiden kautta. Tiedonkeruun aikaan Kuopion peruskoulun yläasteilla ja toisen asteen oppilaitoksissa opiskeli yhteensä 7087 nuorta (Laukkanen ym., 2009). Aineistosta jäi pois kaksi erityisoppilaitosta, joiden rehtorit pitivät kyselylomaketta liian monimutkaisena heidän oppilailleen (Laukkanen ym., 2009). Joidenkin nuorten vanhemmat myös kieltäytyivät tutkimuksesta, minkä jälkeen kohderyhmään kuului yhteensä 6421 nuorta, joista 65.6 prosenttia ($n = 4214$) vastasi kyselyyn (Tolmunen ym., 2010). Tämän jälkeen nyt raportoitavan tutkimuksen puitteissa aineistosta poistettiin vielä 142 vastaajaa, joiden dissosiaatiomuuttujista (A-DES-muuttujat) puuttui yli 50 prosenttia vastauksista. Puuttuvia vastauksia oli tämän jälkeen enimmillään noin yhdessä prosentissa käytettyjen muuttujien arvoista.

Tutkittavista 54 prosenttia oli tyttöjä ja 46 prosenttia poikia, mikä viittaa lievään itsevalikoitumiseen tutkimukseen sukupuolen perusteella, sillä alkuperäisen kohderyhmän sukupuolijakauma on tasaisempi (Laukkanen ym., 2009). Tutkittavien ikä oli välillä 12 vuotta 5 kuukautta ja 19 vuotta 10 kuukautta (*ka* 16.1 vuotta, *kh* 1.5 vuotta). Tyttöjen ja poikien ikäjakaumissa ei ollut eroa.

2.2 Käytetyt arviointiasteikot

2.2.1 Dissosiaatiomuuttujat

Dissosiaatiokokemuksia tutkittiin Armstrongin ym. (1997) alun perin englanninkielisellä A-DES- (*Adolescent Dissociative Experiences Scale*) kyselyllä, josta käytettiin kaksoiskäännettyä suomenkielistä versiota, jonka mittarin alkuperäinen tekijä on hyväksynyt (Tolmunen ym., 2007). A-DES koostuu kolmestakymmenestä väittämästä (ks. Taulukko 2), joihin vastataan yksitoistaportaisella asteikolla (0 = *Ei koskaan*, 10 = *Aina*). Osassa analyysejä käytettiin tätä yksitoistaportaista asteikkoa, mutta asteikosta tehtiin myös neliportainen versio, jossa vastausvaihtoehdot olivat seuraavat: 0 (alun perin 0), 1 (alun perin 1 tai 2), 2 (alun perin 3–5) ja 3 (alun perin 6–10). Neliportaista asteikkoa tarvittiin osiovasteteoreettisissa ja osioiden väliseen erilaiseen toimintaan liittyvissä analyyseissä estimoitavien parametrien vähentämiseksi.

2.2.2 Ryhmittelymuuttujat

Sukupuoleen, ikään, ystävien määrään, transsukupuolisiin taipumuksiin ja koulukiusatuksi joutumiseen liittyvät muuttujat olivat peräisin Achenbachin ja Rescorlan (2001) YSR- (*Youth Self-Report*) kyselyn suomenkielisestä versiosta, josta Weintraub (2004) on toteuttanut suomenkielisen standardoinnin. YSR:n soveltuvuudesta Suomessa toteutettavaan tutkimukseen kertoo se, että sen on havaittu antavan samankaltaisia epidemiologisia tuloksia eri maissa, Suomi mukaan lukien (Rescorla ym., 2007). Huumausaineiden käyttöön liittyvät muuttujat olivat samoja kuin on aikaisemmin käytetty kahdessa eri tutkimuksessa (Laukkanen, Shemeikka, Viinamäki, Pölkki & Lehtonen, 2001; Laukkanen ym., 2009).

Sukupuoli kysyttiin kaksiluokkaisena (*poika* tai *tyttö*). Ikämuuttuja muodostettiin syntymäpäivän perusteella kuukauden tarkkuudella. Varsinaisiin analyyseihin ikä luokiteltiin kahteen luokkaan: *alle 16-vuotiaat* (47.4 % vastaajista) ja *16 vuotta täyttäneet* (52.6 % vastaajista). 16 vuoden ikä soveltui hyvin jakolinjaksi, koska tällöin ryhmäkoko saatiin samankaltaiseksi molemmissa ikäryhmissä. Sama 16 vuoden ikä on aikaisemminkin ollut

ikäluokkarajana A-DES:iin liittyvissä tutkimuksissa (esim. Nilsson & Svedin, 2006; Smith & Carlson, 1996).

Ystävien määrää tiedusteltiin kysymyksellä ”Kuinka monta läheistä ystävää sinulla on (Sisaruksia ei lasketa mukaan)”, jossa oli alun perin kolme vastausvaihtoehtoa (*Ei yhtään, 1, 2 tai 3 ja 4 tai enemmän*). Muuttujan luokkia yhdistettiin niin, että vastausvaihtoehdoiksi jäivät *0–1 ystävää* (8.0 % vastaajista) ja *2 ystävää tai enemmän* (92.0 % vastaajista), jolloin muuttujasta tuli kaksiluokkainen.

Transsukupuolisia taipumuksia kartoitettiin seuraavilla kahdella väitteellä, joissa alun perin oli kolme vastausvaihtoehtoa (*Ei sovi lainkaan, Sopii jossain määrin tai toisinaan ja Sopii erittäin hyvin tai usein*).

- Käyttäydyn vastakkaisen sukupuolen tavoin.
- Toivoisin olevani vastakkaista sukupuolta.

Vastaukset luokiteltiin niin, että vastaajalla tulkittiin olevan transsukupuolisia taipumuksia, jos hän vastasi, että väite ”Käyttäydyn vastakkaisen sukupuolen tavoin” sopii häneen vähintään jossain määrin tai toisinaan ja väite ”Toivoisin olevani vastakkaista sukupuolta” sopii häneen erittäin hyvin tai usein. Tämän mukaisesti transsukupuolisia taipumuksia oli 9.2 prosentilla vastaajista. Lopuilla (90.8 % vastaajista) ei katsottu olevan transsukupuolisia taipumuksia.

Koulukiusatuksi joutumisen kokemusta arvioitiin ”Minua kiusataan paljon” -väitteellä, jossa oli alun perin kolme vastausvaihtoehtoa (*Ei sovi lainkaan, Sopii jossain määrin tai toisinaan ja Sopii erittäin hyvin tai usein*). Muuttujat yhdistettiin kaksiluokkaiseksi muuttujaksi, jossa vastaajan tulkittiin kokevan koulukiusaamista, jos hän vastasi väitteen sopivan häneen vähintään ”jossain määrin tai toisinaan” (6.2 % vastaajista). Muussa tapauksessa vastaajan ei tulkittu kokevan koulukiusaamista (93.8 % vastaajista).

Huumausaineiden käyttöä kysyttiin neljällä eri kysymyksellä, joissa vastausvaihtoehdot olivat *Ei* ja *Kyllä*. Kysymykset olivat seuraavat:

- Oletko viimeisen vuoden aikana käyttänyt lääkkeitä huumausainetarkoituksessa joko alkoholin kanssa tai ilman?
- Oletko viimeisen vuoden aikana impannut (haistellut liimoja, kaasuja tai bensiiniä huumausainetarkoituksessa)?
- Oletko viimeisen vuoden aikana käyttänyt kannabistuotteita?
- Oletko viimeisen vuoden aikana käyttänyt muita huumausaineita (esim. amfetamiini)?

Vastaukset luokiteltiin siten, että vähintään yksi *kyllä*-vastaus mihin tahansa huumausainemuuttujaan indikoi huumausaineiden käyttöä (6.0 % vastaajista), kun taas *ei*-vastaus kaikkiin muuttujiin indikoi huumausaineiden käyttämättömyyttä (94.0 % vastaajista).

2.3 Tilastolliset menetelmät

Analyysit toteutettiin R 3.5.2 (R Core Team, 2018) -ohjelmistolla ja siihen ladattavilla paketeilla. Puuttuvien arvojen tarkastelu toteutettiin *nanian*-paketin (versio 0.4.2) *vis_miss*- ja *gg_miss_var*-funktioilla (Tierney & Cook, 2018).

A-DES:n sisäistä konsistenssia tarkasteltiin vertailukohtana aikaisempiin tutkimuksiin, vaikka tämän tutkimuksen painopiste oli osiovasteteoreettisissa menetelmissä. Cronbachin alfan laskeminen toteutettiin *psych*-paketin (versio 1.8.12) *scoreItems*-funktioilla (Revelle, 2018).

A-DES:in faktorianalyttistä rakennetta tutkittaessa käytettiin *mirt*-paketin (versio 1.30; Chalmers, 2016) *mirt*-funktioita. Mallinnus toteutettiin Samejiman GRM- (Graded Response Model) mallilla, koska A-DES:n osiot olivat useampiluokkaisia (Desjardins & Bulut, 2018, s. 154–157). Faktorointimenetelmänä käytettiin EM- (Expectation Maximization) algoritmia yhden, kahden ja kolmen faktorin eksploratiivisissa malleissa. Neljän ja viiden faktorin eksploratiivisissa malleissa algoritmi vaihdettiin MCEM:ksi (Monte Carlo Expectation Maximization) Chalmersin (2016) suositusten mukaisesti. Konfirmatorisissa malleissa käytettiin vastaavasti QMCEM- (Quasi Monte Carlo Expectation Maximization) algoritmia. Mallien konvergoitumiskriteerit olivat oletusarvoiset, ja jos konvergoitumista ei tällöin tapahtunut, iteraatioiden määrä kasvatettiin 2000:een. Mallien sopivuuden tarkastelussa

käytettiin RMSEA- (Root Mean Square Error of Approximation), TLI- (Tucker Lewis Index) ja CFI- (Comparative Fit Index) tunnuslukuja, ja näitä laskettaessa puuttuvat arvot imputoitiin moni-imputoinnilla, joissa muodostettiin 10 kpl imputoituja aineistoja. Asetukset, joita ei tässä mainita, olivat oletusarvoiset.

Faktorianalyttisten mallien paremmuutta suhteessa toisiinsa tutkittiin AIC- (Akaike information criterion) ja BIC- (Bayesian information criterion) tunnusluvuilla sekä uskottavuusosamäärätestillä (Desjardins & Bulut, 2018, s. 139–141). Yksittäisten osioiden sopivuutta yksiulotteisessa eksploratiivisessa faktorimallissa tarkasteltiin *mirt*-pakettiin kuuluvalla *itemfit*-funktiolla ja sen χ^2 - ja G^2 - yhteensopivuustunnuslukutesteillä, joiden alle .05:n *p*-arvojen tulkittiin indikoivan osioiden huonoa sopivuutta (Desjardins & Bulut, 2018, s. 135).

Yleisfaktoriin (g:n) selitysosuutta suhteessa muiden faktoreiden selitysosuuteen tutkittiin konfirmatorisella bifaktorianalyysillä, joka sisältyy *mirt*-paketin *bfactor*-funktioon. Muina erityisfaktoreina olivat Armstrongin ym. (1997) oletamat neljä aladimensiota. Faktorointimenetelmänä käytettiin EM-algoritmia, ja iteraatioiden määrä rajoitettiin 2000:een. Tuloksen tulkitsemiseksi laskettiin tunnusluvuiksi myös hierarkkinen McDonaldin omega (ω_H) ja selitetyn yhteisen varianssin indeksi (Explained Common Variance, ECV) Reisen (2012) suosittelemalla tavalla.

Mittausinvarianssia tutkittiin *lordif*-paketin (versio 0.3-3) *lordif*-funktiolla (Choi, Gibbons & Crane, 2011), joka toteuttaa ordinaaliseen logistiseen regression pohjautuvan DIF-analyysin ja liputtaa DIF:iä sisältävät osiot kunkin tutkitun ryhmittelymuuttujan suhteen (tässä tutkimuksessa sukupuoli, ikä, ystävien määrä, huumausaineiden käyttö, transsukupuoliset taipumukset ja koulukiusatuksi joutumisen kokemukset). Menetelmä perustuu Swaminathanin ja Rogersin (1990) alun perin esittelemään logistiseen regressioanalyysiin pohjautuvaan mittausinvarianssin havaitsemismetodiin, jota sittemmin on sovellettu myös mittareihin, joissa on useita vastausvaihtoehtoja sisältäviä osioita (Miller & Spray, 1993).

lordif-paketin *lordif*-funktiossa sovelletaan iteratiivista prosessia, jossa GRM-nollamallin jälkeen osioiden välistä erilaista toimintaa (DIF:iä) sisältävät liputetut osiot puhdistetaan asteittain muiden osioiden joukosta (Choi ym., 2011) kunnes uusia DIF:iä sisältäviä osioita ei

enää löydy. Tässä tutkimuksessa iteraatioiden maksimimääräksi asetettiin 100. DIF-analyysi toteutettiin standardoidun latentin dimension θ (A-DES:lla mitattu dissosiaatio) lähes koko mittausalueella $[-6, 6]$. DIF-analyysin taustalla oli sama IRT-viitekehys ja Samejiman GRM-malli kuin edellä faktorianalyysisessä tarkastelussa.

DIF-analyysissä osioiden välisen erilaisen toiminnan tunnuslukuina käytettiin *lordif*-funktion tuottamia McFaddenin pseudo- R^2 -efektikokoja. Koska tässä tutkimuksessa kiinnostuksen kohteena oli mittausinvarianssi sinällään eikä taustatekijöiden tarkempi erittely, tulkinnassa käytettiin kokonais-DIF-logit-mallia, jossa latentin muuttujan, ryhmittelymuuttujan ja näiden interaktion sisältävästä mallista vähennettiin pelkän latentin muuttujan sisältämän mallin arvot. McFaddenin pseudo- R^2 :t valittiin tunnusluvuksi, koska Menardin (2000) tutkimuksessa McFadden-efektikoko oli osoittautunut parhaaksi R^2 -analogiseksi efektikokomitaksi logistisissa regressiomalleissa. R^2 :n muutosrajaksi osion liputtamiseksi DIF:iä sisältäväksi asetettiin konservatiivinen 0.5 prosenttia. Asetukset, joita tässä ei mainita, olivat oletusarvoiset.

Ryhmäerojen tarkastelussa käytettiin *orddom*-paketin (versio 3.1) *orddom*-funktioita efektikokojen määrittämiseen (Rogmann, 2013). Efektikoon mittana käytettiin Cliffin deltaa ja Cohenin d :tä. Cliffin delta valittiin efektikoon mitaksi, koska se sopii ei-parametrisille muuttujille (Peng & Chen, 2014). Vertailun vuoksi laskettiin efektikokomittana myös tunnetumpi Cohenin d . Efektikokotarkasteluihin tarvittavat faktoripistemäärät saatiin *mirt*-paketin *fscores*-funktioilla yhden faktorin osiovasteteoreettisen eksploratiivisen faktorimallin pohjalta oletusarvoisella EAP- (Expected A Posteriori) metodilla.

Alkuperäisestä 30 osion A-DES-kyselystä tehtiin 20, 10 ja 5 osion lyhennelmät. Osiot näihin valittiin *lordif*-paketin *lordif*-funktion DIF-liputuksen, *mirt*-paketin *itemfit*-funktion yhteensopivuustunnuslukujen p -arvojen sekä faktorilatausten suuruuden perusteella. Kaikki DIF-liputetut osiot pudotettiin pois lyhennetyistä kyselyistä. Osiot, joiden χ^2 - tai G^2 -yhteensopivuustunnuslukutestin p -arvo alitti .05:n, pudotettiin myös pois. Tämän jälkeen osioiden latausten suuruudet latentille dimensiolle laitettiin suuruusjärjestykseen ja poimittiin 20, 10 ja 5 parasta osiota lyhennettyihin kyselyihin. 20 osion kyselystä tehtiin jatkotarkasteluja varten oma osiovasteteoreettinen faktorianalyysi *mirt*-paketin *mirt*-funktioilla, ja samaa faktoriratkaisua sovellettiin myös 10 ja 5 osion kyselyihin.

Lyhennettyjen kyselyjen informaatioarvoa suhteessa alkuperäiseen kyselyyn tutkittiin *mirt*-pakettiin kuuluvalla *areainfo*-funktiolla koko mittausalueella ja kliinisesti merkittävällä standardoidun latentin dimension mittausvälillä [1, 6]. Faktoripistemäärien luottamusvälin mediaanit laskettiin *mirt*-paketin *fscores*-funktiolla ja empiiriset reliabiliteetit *empirical_rxx*-funktiolla. Empiirinen reliabiliteetti määritettiin sekä koko mittausalueelle että kliinisesti merkittävälle mittausvälille $\theta > 1$. Eri mittariversioiden yhtenevyyden tutkimiseksi lyhennetyille kyselyille tehtiin myös *orddom*-paketin *orddom*-funktiolla samat ryhmäerojen efektikokotarkastelut kuin alkuperäiselle kyselylle.

Lopuksi alkuperäiselle ja lyhennetyille kyselyille määritettiin 11-portaisella asteikolla (0–10) alustavat kliiniset katkaisurajat standardoidun latentin dimension kohtiin $\theta = 1$ ja $\theta = 2$. Ensin laskettiin R:n perusvarustukseen kuuluvan *stats*-paketin (versio 3.5.2) *ecdf*-funktiolla yksiulotteisten faktorimallien faktoripistemäärien avulla prosenttiosuudet havainnoista, jotka sijaitsivat korkeintaan yksi tai kaksi keskihajontaa keskiarvon yläpuolella. Tämän jälkeen määritettiin *stats*-paketin *quantile*-funktiolla A-DES-raakapistesumma, jonka alapuolelle jäi kyseinen prosenttiosuus havainnoista.

3. Tulokset

3.1 Kuvailevat tutkimustulokset

Tiedot koko A-DES:n sekä Armstrongin ym. (1997) mukaisten alafaktorien sisäisistä konsistensseista (Cronbachin alfalla mitattuna) on Taulukossa 1. Koko A-DES:n sisäinen konsistenssi oli erinomainen niin alkuperäisessä kuin lyhennetyissäkin kyselyissä, vastaten aikaisemmissa tutkimuksissa saatuja tuloksia. Oletettujen alafaktoreiden sisäiset konsistenssit olivat myös alkuperäisessä ja 20 osion kyselyssä aikaisempaa tutkimusta vastaavat ja vähintäänkin hyväksyttävän suuruiset, lukuun ottamatta absorptio-alafaktoria, joka aikaisemmassakin tutkimuksessa on saanut muita alafaktoreita matalampia sisäisen konsistenssin arvoja. Kyselyn tiivistäminen 20 osioon ja huonoimpien osioiden siivoaminen pois kyselystä ei siis pudottanut sisäistä konsistenssia alkuperäistä kyselyä matalammaksi sen enempää koko mittarin kuin alafaktoreidenkaan osalta. Vähäisen osiomäärän takia Cronbachin alfaa ei pystytty määrittämään kaikille alafaktoreille 10 ja 5 osion kyselyissä.

Tiedot koko A-DES:n ja oletettujen alafaktoreiden keskiarvoista on Taulukossa 1. Sekä koko A-DES:n että alafaktorien keskiarvot olivat matalammat kuin valtaosassa aikaisempia tutkimuksia on saatu. Näin oli sekä alkuperäisen kyselyn että lyhennettyjen versioiden osalta. Lyhennetyissä kyselyissä keskiarvot olivat vieläkin matalammat kuin alkuperäisessä kyselyssä lukuun ottamatta amnesia-alafaktoria. Vähäisen osiomäärän takia keskiarvoa ei pystytty määrittämään kaikille alafaktoreille 5 ja 10 osion kyselyissä. Yksittäisten osioiden keskiarvot olivat yhtä lailla varsin matalalla tasolla, yksitoistaportaisella (0–10) asteikolla välillä 0.22–3.70 painottuen välin alkupäähän.

Taulukko 1.

A-DES:n sisäinen konsistenssi (Cronbachin alfalla mitattuna) ja asteikkojen keskiarvot alkuperäisessä ja lyhennetyissä kyselyissä sekä aikaisemmillä ei-kliinisillä populaatioilla tehdyissä tutkimuksissa

| | Cronbachin alfa | | | | | Keskiarvo (keskihajonta) ^a | | | | |
|-------------------|-----------------|-----------|-----------|----------|--------------------------------------|---------------------------------------|-------------|-------------|-------------|--------------------------------------|
| | 30 osiota | 20 osiota | 10 osiota | 5 osiota | Aikaisemmat tutkimukset ^b | 30 osiota | 20 osiota | 10 osiota | 5 osiota | Aikaisemmat tutkimukset ^c |
| A-DES | .94 | .94 | .91 | .86 | .91–.95 | 0.89 (1.12) | 0.69 (1.15) | 0.44 (1.10) | 0.42 (1.13) | 0.75–2.66 |
| Amnesia | .82 | .77 | - | - | .75–.85 | 0.86 (1.29) | 1.02 (1.46) | - | - | 1.36–2.03 |
| Absorptio | .65 | .64 | - | - | .64–.72 | 1.28 (1.29) | 0.57 (1.33) | - | - | 1.79 |
| Depersonalisaatio | .90 | .87 | .85 | .67 | .82–.88 | 0.59 (1.32) | 0.58 (1.14) | 0.43 (1.10) | 0.45 (1.28) | 0.82–1.41 |
| Passiivisuus | .70 | .77 | .71 | .71 | .73–.77 | 1.16 (1.32) | 0.61 (1.24) | 0.43 (1.25) | 0.43 (1.25) | 1.36 |

Huom. 10 ja 5 osion A-DES-versioissa kaikilla alaskaaloilla ei tässä tutkimuksessa ollut kuin yksi tai ei yhtään osiota, jolloin sisäistä konsistenssia ja keskiarvoa ei pystytty laskemaan.

^aAsteikolla 0–10

^bArmstrong ym., 1997; Espirito-Santo ym., 2014; Farrington ym., 2001; Keck Seeley ym., 2004; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Yoshizumi ym., 2010; Zona, 2014 ja Zoroglu ym., 2002.

^cEspirito-Santo ym., 2014; Farrington ym., 2001; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Yoshizumi ym., 2010; Zona, 2014 ja Zoroglu ym., 2002.

3.2 A-DES:n faktorirakenne ja yleisfaktorin selitysosuus

Taulukossa 2 on yhden faktorin eksploratiivisen faktorianalyysin tulokset. Mallin sopivuus oli erinomainen (RMSEA = .036, TLI = .987, CFI = .988). Kaikki standardoidut faktorilataukset olivat hyväksyttävän suuruisia ($> .40$), jolloin myös osioiden erottelukyky oli hyvä. Osioiden sijoittuminen latentilla dimensiolla painottui vaikeustasoparametrien perusteella latentin tekijän (dissosiaatio-ominaisuuden) yläpäähän. Taulukossa 3 on osioiden yksifaktorisen mallin χ^2 - ja G^2 -testien yhteensopivuustunnusluvut, joista vähintään jommankumman perusteella ainoastaan kolme osiota oli huonosti toimivia.

Kahden faktorin eksploratiivisen mallin sopivuus ei juuri poikennut yhden mallin ratkaisusta (RMSEA = .030, TLI = .991, CFI = .993). Faktorilataukset kahdelle faktorille olivat kuitenkin varsin korreloituneita keskenään ($r = .78$). Yksittäinen faktorilataus ylitti myös arvon 1 (ultra-Heywood-tapaus), mikä kertoo siitä, että malli ei sopinut aineistoon.

Myös kolmen ja neljän faktorin eksploratiivisia malleja kokeiltiin. Kolmen faktorin malli ei konvergoitunut oletusasetuksin. Iteraatioiden määrä kasvatettiin 2000:een, jolloin malli saatiin konvergoitumaan, ja tällöin mallin sopivuus oli samaa luokkaa kuin yhden ja kahden faktorin malleissa (RMSEA = .029, TLI = .992, CFI = .994). Kaksi eniten selittävää faktoria korreloivat vahvasti keskenään ($r = .85$). Neljän faktorin malli ei konvergoitunut oletusasetuksilla eikä senkään jälkeen, kun iteraatioiden määrä kasvatettiin 2000:een.

Mallien uskottavuusosamäärätestien perusteella kahden faktorin malli oli parempi kuin yhden faktorin malli ja kolmen faktorin malli parempi kuin kahden faktorin malli. Tiedetään kuitenkin, että enemmän parametreja sisältävät mallit sopivat yleensä paremmin kuin vähemmän parametreja sisältävät (Desjardins & Bulut, 2018, s. 141). Muutos AIC- ja BIC-arvoissa oli mallien välillä varsin pieni (alle prosentti), joten yhden faktorin mallin voitiin katsoa olevan lähes yhtä hyvä kuin kahden ja kolmen faktorin mallin, jolloin tulkittavuus on ratkaiseva sopivimman mallin valinnassa.

Taulukko 2.

Yhden faktorin eksploratiivinen faktorimalli, josta ilmoitettu osioiden faktorilataukset, selitysosuudet (kommunaliteetit) sekä erottelukyky^a- ja vaikeustasoparametrit^b

| Osio | F | h ² | a | b ₁ | b ₂ | b ₃ |
|--|------|----------------|-------------|----------------|----------------|----------------|
| 1. Uppoudun television katselemiseen, lukemiseen tai videopelien pelaamiseen niin täysin, että minulla ei ole aavistustakaan siitä, mitä ympärilläni tapahtuu. | 0.42 | 18 % | 0.80 (0.03) | -2.13 (0.09) | -0.35 (0.04) | 1.33 (0.06) |
| 2. Minulle palautetaan kokeita tai kotitehtäviä, joita en muista tehneeni. | 0.68 | 46 % | 1.56 (0.06) | 1.11 (0.03) | 2.09 (0.06) | 3.00 (0.10) |
| 3. Minulla on vahvoja tunteita, jotka eivät tunnu omiltani. | 0.78 | 60 % | 2.09 (0.06) | 0.73 (0.02) | 1.47 (0.03) | 2.30 (0.06) |
| 4. Toisinaan osaan tehdä tosi hyvin jotakin, mitä joskus toiste en osaa tehdä ollenkaan. | 0.57 | 33 % | 1.19 (0.04) | -1.21 (0.04) | -0.09 (0.03) | 1.29 (0.04) |
| 5. Ihmiset kertovat minun tehneen tai sanoneen asioita, joita en muista tehneeni tai sanoneeni. | 0.67 | 46 % | 1.56 (0.04) | -0.09 (0.02) | 0.91 (0.03) | 1.89 (0.05) |
| 6. Minusta tuntuu kuin olisin sumussa tai muissa maailmoissa ja kaikki ympärilläni näyttää epätodelliselta. | 0.83 | 69 % | 2.53 (0.08) | 0.89 (0.02) | 1.49 (0.03) | 2.10 (0.04) |
| 7. Hämmennyn, koska en tiedä, olenko todella tehnyt vai vain ajatellut tekeväni jotakin. | 0.78 | 61 % | 2.15 (0.06) | 0.58 (0.02) | 1.42 (0.03) | 2.16 (0.05) |
| 8. Kelloa katsoessani tajuan ajan kuluneen, mutta en voi muistaa, mitä on tapahtunut. | 0.81 | 65 % | 2.34 (0.07) | 0.87 (0.02) | 1.54 (0.03) | 2.22 (0.05) |
| 9. Kuulen päässäni ääniä, jotka eivät ole omiani. | 0.84 | 71 % | 2.66 (0.10) | 1.51 (0.03) | 2.02 (0.04) | 2.53 (0.06) |
| 10. Kun olen jossain, missä en halua olla, voin mielessäni lähteä sieltä pois. | 0.57 | 33 % | 1.19 (0.04) | 0.66 (0.03) | 1.31 (0.05) | 2.08 (0.07) |
| 11. Olen niin hyvä valehtelevaan ja eläytymään, että uskon itsekin itseäni. | 0.70 | 49 % | 1.66 (0.05) | 0.81 (0.03) | 1.62 (0.04) | 2.31 (0.06) |
| 12. Tehdessäni jotakin saatan havahtua ja ikään kuin herätä kesken kaiken. | 0.76 | 57 % | 1.96 (0.05) | 0.23 (0.02) | 0.96 (0.03) | 1.81 (0.04) |
| 13. En tunnista itseäni peilistä. | 0.83 | 69 % | 2.54 (0.11) | 1.65 (0.04) | 2.16 (0.05) | 2.60 (0.07) |
| 14. Havaitsen olevani menossa jonnekin tai tekemässä jotain, mutta en tiedä mitä varten. | 0.78 | 61 % | 2.12 (0.06) | 0.71 (0.02) | 1.43 (0.03) | 2.27 (0.05) |
| 15. Havaitsen olevani jossakin, mutta en muista, miten olen joutunut sinne. | 0.86 | 75 % | 2.92 (0.11) | 1.40 (0.03) | 2.00 (0.04) | 2.59 (0.06) |
| 16. Minulla on ajatuksia, jotka eivät tunnu minun ajatuksiltani. | 0.87 | 76 % | 3.03 (0.10) | 1.18 (0.02) | 1.73 (0.03) | 2.26 (0.05) |
| 17. Huomaan, että pystyn poistamaan fyysisen kivun. | 0.65 | 42 % | 1.46 (0.05) | 0.99 (0.03) | 1.70 (0.05) | 2.53 (0.08) |
| 18. En pysty selvittämään, ovatko asiat todella tapahtuneet minulle vai olenko vain uneksunut tai ajatellut tapahtumat. | 0.78 | 61 % | 2.13 (0.06) | 0.74 (0.02) | 1.54 (0.03) | 2.28 (0.05) |
| 19. Havaitsen tekeväni jotain, minkä tiedän olevan väärin, huolimatta siitä, että en todellakaan halua tehdä niin. | 0.75 | 57 % | 1.94 (0.06) | 0.89 (0.02) | 1.68 (0.04) | 2.63 (0.07) |
| 20. Ihmiset ovat kertoneet minun toisinaan käyttäytyvän niin eri tavalla kuin yleensä, että vaikutan eri ihmiseltä. | 0.79 | 63 % | 2.20 (0.06) | 0.74 (0.02) | 1.45 (0.03) | 2.28 (0.05) |
| 21. Tuntuu kuin mielessäni olisi muureja. | 0.86 | 73 % | 2.81 (0.09) | 1.11 (0.02) | 1.65 (0.03) | 2.25 (0.05) |
| 22. Löydän kirjoituksia, piirustuksia tai kirjoja, joiden täytyy olla minun tekemiäni, vaikka en muista tehneeni niitä. | 0.79 | 63 % | 2.23 (0.08) | 1.36 (0.03) | 1.98 (0.05) | 2.58 (0.07) |
| 23. Jokin sisälläni tuntuu panevan minut tekemään asioita, joita en halua tehdä. | 0.85 | 72 % | 2.70 (0.09) | 1.28 (0.03) | 1.88 (0.04) | 2.41 (0.06) |
| 24. Havaitsen, että en pysty sanomaan, muistelenko vain jotain asiaa vai onko se juuri nyt tapahtumassa minulle. | 0.89 | 80 % | 3.36 (0.12) | 1.33 (0.02) | 1.89 (0.04) | 2.54 (0.06) |
| 25. Havaitsen olevani itseni ulkopuolella ja katselemassa itseäni, ikään kuin olisin joku toinen. | 0.86 | 74 % | 2.90 (0.11) | 1.38 (0.03) | 1.86 (0.04) | 2.44 (0.06) |
| 26. Suhteeni perheeseeni ja ystäviini muuttuu äkillisesti enkä tiedä, miksi niin käy. | 0.81 | 66 % | 2.35 (0.08) | 1.24 (0.03) | 1.84 (0.04) | 2.53 (0.07) |
| 27. Minusta tuntuu, että menneisyyteni on kuin palapeli, josta puuttuu joitakin paloja. | 0.82 | 68 % | 2.45 (0.08) | 1.11 (0.02) | 1.60 (0.03) | 2.18 (0.05) |
| 28. Syvennyn leikkimään leluillani tai pehmoeläimilläni niin täysin, että ne tuntuvat eläviltä. | 0.79 | 62 % | 2.20 (0.11) | 1.93 (0.05) | 2.42 (0.07) | 2.96 (0.10) |
| 29. Minusta tuntuu, että minussa on erilaisia ihmisiä. | 0.84 | 70 % | 2.62 (0.09) | 1.14 (0.02) | 1.67 (0.03) | 2.21 (0.05) |
| 30. Ruumiini ei tunnu kuuluvan minulle. | 0.88 | 77 % | 3.11 (0.13) | 1.61 (0.03) | 2.01 (0.04) | 2.52 (0.06) |

^aParametri a

^bParametrit b₁, b₂ ja b₃

Taulukko 3. *A-DES-osioiden yhteensopivuustunnusluvut*

| Osio | χ^2 | $df(\chi^2)$ | p -arvo (χ^2) | G^2 | $df(G^2)$ | p -arvo (G^2) |
|------|----------|--------------|------------------------|-------|-----------|---------------------|
| 1 | 319 | 292 | .203 | 332 | 289 | .086 |
| 2 | 120 | 115 | .417 | 122 | 115 | .375 |
| 3 | 143 | 129 | .310 | 140 | 128 | .328 |
| 4 | 320 | 275 | .067 | 331 | 272 | .030* |
| 5 | 229 | 222 | .364 | 238 | 220 | .212 |
| 6 | 124 | 103 | .180 | 120 | 102 | .217 |
| 7 | 137 | 135 | .488 | 140 | 134 | .389 |
| 8 | 118 | 108 | .323 | 130 | 107 | .136 |
| 9 | 57 | 44 | .179 | 61 | 43 | .139 |
| 10 | 305 | 228 | .002* | 293 | 225 | .007* |
| 11 | 153 | 150 | .437 | 157 | 149 | .368 |
| 12 | 200 | 187 | .372 | 206 | 184 | .297 |
| 13 | 51 | 37 | .105 | 49 | 36 | .108 |
| 14 | 142 | 130 | .261 | 147 | 130 | .178 |
| 15 | 40 | 45 | .640 | 39 | 44 | .657 |
| 16 | 55 | 60 | .636 | 59 | 60 | .541 |
| 17 | 171 | 156 | .246 | 165 | 155 | .314 |
| 18 | 131 | 124 | .377 | 133 | 123 | .319 |
| 19 | 116 | 118 | .547 | 112 | 117 | .592 |
| 20 | 134 | 124 | .300 | 140 | 123 | .187 |
| 21 | 94 | 74 | .136 | 95 | 73 | .074 |
| 22 | 84 | 68 | .213 | 85 | 68 | .215 |
| 23 | 74 | 61 | .194 | 73 | 60 | .200 |
| 24 | 46 | 42 | .343 | 48 | 41 | .265 |
| 25 | 49 | 49 | .511 | 48 | 48 | .493 |
| 26 | 76 | 75 | .483 | 76 | 74 | .459 |
| 27 | 109 | 88 | .147 | 113 | 86 | .099 |
| 28 | 53 | 28 | .037 | 54 | 28 | .017* |
| 29 | 77 | 77 | .499 | 80 | 76 | .414 |
| 30 | 37 | 31 | .342 | 36 | 31 | .357 |

* χ^2 - ja G^2 -tunnuslukujen mukaan huonosti toimivat osiot ($p < .05$)

Taulukossa 4 on konfirmatorisen bifaktorianalyysin tulokset, joista voi havaita, että yleisfaktori selitysosuus oli jokaisen osion kohdalla suurempi kuin Armstrongin ym. (1997) mukaisia aladimensioita kuvaavan erityisfaktori selitysosuus. Vastaavasti yleisfaktoriolla oli myös huomattavasti paremmat erottelukykyparametrit kuin erityisfaktoreilla.

Taulukko 4. Neljän faktorin konfirmatorinen bifaktorimalli, josta ilmoitettu faktorilataukset, selitysosuudet (kommunaliteetit) sekä erottelukyky^a- ja vaikeustasoparametrit^b

| Osio | Aladi- mensio ^c | g ^d | S ^e | h ² | a ₁ | a ₂ | b ₁ | b ₂ | b ₃ |
|--|-------------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 1. Uppoudun television katselemiseen, lukemiseen tai videopelien pelaamiseen niin täysin, että minulla ei ole aavistustakaan siitä, mitä ympärilläni tapahtuu. | 2 | 0.43 | 0.01 | 18 % | 0.81 | 0.01 | -2.11 | -0.36 | 1.30 |
| 2. Minulle palautetaan kokeita tai kotitehtäviä, joita en muista tehneeni. | 1 | 0.66 | 0.41 | 61 % | 1.80 | 1.10 | 0.96 | 1.81 | 2.57 |
| 3. Minulla on vahvoja tunteita, jotka eivät tunnu omiltani. | 3 | 0.77 | 0.11 | 60 % | 2.06 | 0.30 | 0.71 | 1.45 | 2.29 |
| 4. Toisinaan osaan tehdä tosi hyvin jotakin, mitä joskus toiste en osaa tehdä ollenkaan. | 4 | 0.58 | -0.01 | 33 % | 1.20 | -0.01 | -1.22 | -0.11 | 1.27 |
| 5. Ihmiset kertovat minun tehneen tai sanoneen asioita, joita en muista tehneeni tai sanoneeni. | 1 | 0.68 | 0.23 | 51 % | 1.64 | 0.55 | -0.10 | 0.85 | 1.78 |
| 6. Minusta tuntuu kuin olisin sumussa tai muissa maailmoissa ja kaikki ympärilläni näyttää epätodelliselta. | 3 | 0.81 | 0.19 | 70 % | 2.54 | 0.61 | 0.86 | 1.46 | 2.06 |
| 7. Hämmennyn, koska en tiedä, olenko todella tehnyt vai vain ajatellut tekeväni jotakin. | 2 | 0.78 | 0.47 | 83 % | 3.24 | 1.96 | 0.49 | 1.20 | 1.81 |
| 8. Kelloa katsoessani tajuan ajan kuluneen, mutta en voi muistaa, mitä on tapahtunut. | 1 | 0.81 | 0.25 | 71 % | 2.57 | 0.79 | 0.81 | 1.46 | 2.11 |
| 9. Kuulen päässäni ääniä, jotka eivät ole omiani. | 3 | 0.83 | 0.13 | 71 % | 2.63 | 0.41 | 1.50 | 2.00 | 2.52 |
| 10. Kun olen jossain, missä en halua olla, voin mielessäni lähteä sieltä pois. | 2 | 0.58 | -0.07 | 34 % | 1.22 | -0.16 | 0.63 | 1.27 | 2.02 |
| 11. Olen niin hyvä valehtelemaan ja eläytymään, että uskon itsekin itseäni. | 3 | 0.70 | -0.04 | 50 % | 1.69 | -0.09 | 0.79 | 1.59 | 2.27 |
| 12. Tehdessäni jotakin saatan havahtua ja ikään kuin herätä kesken kaiken. | 1 | 0.76 | 0.05 | 58 % | 2.00 | 1.12 | 0.21 | 0.93 | 1.78 |
| 13. En tunnista itseäni peilistä. | 3 | 0.82 | 0.10 | 69 % | 2.52 | 0.29 | 1.64 | 2.15 | 2.59 |
| 14. Havaitseen olevani menossa jonnekin tai tekemässä jotain, mutta en tiedä mitä varten. | 4 | 0.79 | -0.15 | 65 % | 2.26 | -0.42 | 0.68 | 1.37 | 2.18 |
| 15. Havaitseen olevani jossakin, mutta en muista, miten olen joutunut sinne. | 1 | 0.87 | 0.14 | 77 % | 3.06 | 0.48 | 1.36 | 1.95 | 2.54 |
| 16. Minulla on ajatuksia, jotka eivät tunnu minun ajatuksiltani. | 4 | 0.86 | 0.09 | 76 % | 2.98 | 0.32 | 1.17 | 1.72 | 2.25 |
| 17. Huomaan, että pystyn poistamaan fyysisen kivun. | 3 | 0.66 | -0.07 | 44 % | 1.51 | -0.16 | 0.95 | 1.65 | 2.46 |
| 18. En pysty selvittämään, ovatko asiat todella tapahtuneet minulle vai olenko vain uneksinut tai ajatellut tapahtumat. | 2 | 0.78 | 0.22 | 66 % | 2.28 | 0.65 | 0.69 | 1.45 | 2.17 |
| 19. Havaitseen tekeväni jotain, minkä tiedän olevan väärin, huolimatta siitä, että en todellakaan halua tehdä niin. | 4 | 0.75 | 0.31 | 66 % | 2.17 | 0.91 | 0.82 | 1.55 | 2.41 |
| 20. Ihmiset ovat kertoneet minun toisinaan käyttäytyvän niin eri tavalla kuin yleensä, että vaikutan eri ihmiseltä. | 3 | 0.79 | 0.07 | 63 % | 2.20 | 0.20 | 0.72 | 1.43 | 2.26 |
| 21. Tuntuu kuin mielessäni olisi muureja. | 3 | 0.83 | 0.29 | 78 % | 3.02 | 1.06 | 1.07 | 1.59 | 2.15 |
| 22. Löydän kirjoituksia, piirustuksia tai kirjoita, joiden täytyy olla minun tekemiäni, vaikka en muista tehneeni niitä. | 1 | 0.79 | 0.03 | 63 % | 2.23 | 0.08 | 1.34 | 1.96 | 2.57 |
| 23. Jokin sisälläni tuntuu panevan minut tekemään asioita, joita en halua tehdä. | 4 | 0.83 | 0.35 | 81 % | 3.27 | 1.39 | 1.19 | 1.74 | 2.23 |
| 24. Havaitseen, että en pysty sanomaan, muistelenko vain jotain asiaa vai onko se juuri nyt tapahtumassa minulle. | 2 | 0.89 | -0.05 | 80 % | 3.39 | -0.18 | 1.31 | 1.87 | 2.53 |
| 25. Havaitseen olevani itseni ulkopuolella ja katselemassa itseäni, ikään kuin olisin joku toinen. | 3 | 0.85 | 0.20 | 76 % | 2.93 | 0.71 | 1.36 | 1.83 | 2.40 |
| 26. Suhteeni perheeseen ja ystäviini muuttuu äkillisesti enkä tiedä, miksi niin käy. | 3 | 0.80 | 0.18 | 67 % | 2.35 | 0.52 | 1.21 | 1.81 | 2.50 |
| 27. Minusta tuntuu, että menneisyyteni on kuin palapeli, josta puuttuu joitakin paloja. | 1 | 0.82 | -0.12 | 69 % | 2.51 | -0.37 | 1.08 | 1.56 | 2.14 |
| 28. Syvennyn leikkimään leluillani tai pehmoeläimilläni niin täysin, että ne tuntuvat elävilä. | 2 | 0.79 | -0.16 | 64 % | 2.25 | -0.45 | 1.89 | 2.37 | 2.91 |
| 29. Minusta tuntuu, että minussa on erilaisia ihmisiä. | 3 | 0.81 | 0.32 | 77 % | 2.86 | 1.14 | 1.09 | 1.59 | 2.10 |
| 30. Ruumiini ei tunnu kuuluvan minulle. | 3 | 0.85 | 0.33 | 83 % | 3.48 | 1.35 | 1.54 | 1.91 | 2.39 |

^aParametrit a₁ (yleisfaktorin erottelukyky) ja a₂ (eritysfaktorin erottelukyky)

^bParametrit b₁, b₂ ja b₃

^cAladimensioiden nimet: 1. Amnesia, 2. Absorptio, 3. Depersonalisaatio, 4. Passiivisuus

^dYleisfaktorin faktorilataus ^eEritysfaktorin faktorilataus

Hierarkkisen McDonaldin omegan (ω_H) arvoksi saatiin 0.97 ja selitetyn yhteisen varianssin indeksin (Explained Common Variance, ECV) arvoksi 0.94. Näiden perusteella voidaan tehdä se päätelmä, että yleisfaktori selitti lähes kaiken vaihtelun. A-DES-mittaria kuvaamaan sopi siis tämän tutkimuksen perusteella parhaiten yhden faktorin malli.

3.3 A-DES:n mittausinvarianssi

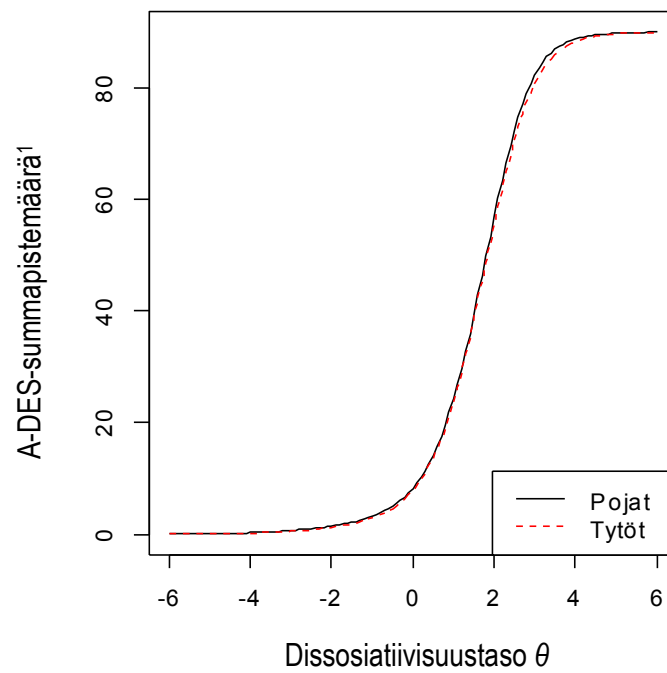
Taulukosta 5 olevista DIF-analyysin tuloksista näkee, että ystävien määrän, huumausaineiden käytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusaamiskokemusten suhteen mihinkään osioon ei liittynyt poikkeavaa vastaustapaa vastaajaryhmään perustuen. Sukupuoleen liittyvää erilaista vastaustapaa oli kahdeksassa osiossa ja ikäryhmään liittyvää yhdessä osiossa. Näihin osioihin sisältyvän erilaisen vastaustavan selitysosuus oli kuitenkin varsin pieni, korkeimmillaan noin 1.8 prosenttia. A-DES:n mittausinvarianssin voi siis katsoa olleen hyvä tutkimuksessa mukana olleiden ryhmittelymuuttujien osalta.

Kuvasta 1 näkee, että samalla dissosiativisuustasolla pojat saivat A-DES-kyselyssä hieman korkeamman pistemäärän kuin tytöt silloin, kun liikutaan latentin dimension korkealla tasolla ($\theta > 2$). Kuvassa 2 havainnollistetaan samaa asiaa yksittäisellä, kaikkein eniten sukupuolen suhteen erilaista vastaustapaa tuottaneella osiolla 17 (”Huomaan, että pystyn poistamaan fyysisen kivun”). Samalla dissosiativisuustasolla pojat ilmoittivat siis herkemmin kuin tytöt pystyvänsä poistamaan fyysisen kivun lähes koko osion mittausalueella. Vastaavasti joissakin muissa osioissa, esimerkiksi osiossa 6 (”Minusta tuntuu kuin olisin sumussa tai muissa maailmoissa ja kaikki ympärilläni näyttää epätodelliselta”) tytöt saivat samalla dissosiativisuustasolla korkeampia pistemääriä kuin pojat, jolloin sukupuoleen perustuvat vastaustapaerot eri osioihin kumosivat jossain määrin toisiaan. Visuaalisessa tarkastelussa suurelta näyttävä vastaustapero oli joka tapauksessa korkeimmillaan vain muutaman prosentin suuruusluokkaa.

Taulukko 5. *DIF-analyysin tulokset lopullisessa iteraatiossa*

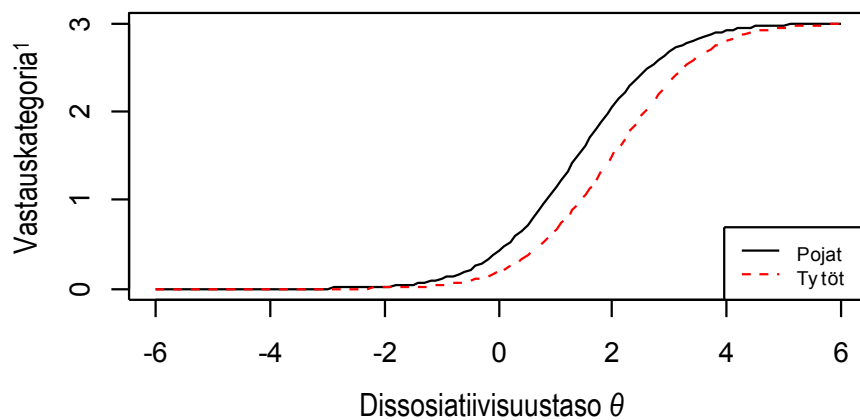
| Osio | McFaddenin Pseudo- R^2 | | | | | |
|------|--------------------------|----------|----------------|------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | Sukupuoli | Ikäryhmä | Ystävien määrä | Huumausaineiden käyttö | Trans- taipumukset | Kiusaamis- kokemukset |
| 1 | 0.69 %* | 0.07 % | 0.00 % | 0.03 % | 0.06 % | 0.04 % |
| 2 | 1.06 %* | 0.06 % | 0.03 % | 0.01 % | 0.02 % | 0.02 % |
| 3 | 0.07 % | 0.05 % | 0.01 % | 0.01 % | 0.04 % | 0.01 % |
| 4 | 0.06 % | 0.08 % | 0.01 % | 0.07 % | 0.06 % | 0.01 % |
| 5 | 0.01 % | 0.08 % | 0.03 % | 0.01 % | 0.04 % | 0.04 % |
| 6 | 0.52 %* | 0.15 % | 0.01 % | 0.17 % | 0.02 % | 0.00 % |
| 7 | 0.68 %* | 0.22 % | 0.09 % | 0.04 % | 0.03 % | 0.14 % |
| 8 | 0.21 % | 0.05 % | 0.05 % | 0.01 % | 0.03 % | 0.03 % |
| 9 | 0.01 % | 0.46 % | 0.01 % | 0.36 % | 0.11 % | 0.00 % |
| 10 | 0.07 % | 0.03 % | 0.01 % | 0.01 % | 0.00 % | 0.02 % |
| 11 | 0.19 % | 0.06 % | 0.16 % | 0.23 % | 0.00 % | 0.12 % |
| 12 | 0.00 % | 0.19 % | 0.06 % | 0.04 % | 0.08 % | 0.04 % |
| 13 | 0.07 % | 0.42 % | 0.00 % | 0.06 % | 0.05 % | 0.15 % |
| 14 | 0.19 % | 0.02 % | 0.03 % | 0.07 % | 0.14 % | 0.13 % |
| 15 | 0.61 %* | 0.06 % | 0.08 % | 0.08 % | 0.26 % | 0.03 % |
| 16 | 0.17 % | 0.02 % | 0.07 % | 0.05 % | 0.25 % | 0.05 % |
| 17 | 1.79 %* | 0.23 % | 0.07 % | 0.07 % | 0.05 % | 0.05 % |
| 18 | 0.11 % | 0.01 % | 0.03 % | 0.02 % | 0.07 % | 0.07 % |
| 19 | 0.22 % | 0.05 % | 0.01 % | 0.02 % | 0.09 % | 0.05 % |
| 20 | 0.04 % | 0.06 % | 0.17 % | 0.02 % | 0.04 % | 0.01 % |
| 21 | 0.29 % | 0.28 % | 0.12 % | 0.01 % | 0.01 % | 0.11 % |
| 22 | 0.08 % | 0.45 % | 0.11 % | 0.17 % | 0.03 % | 0.01 % |
| 23 | 0.10 % | 0.11 % | 0.01 % | 0.09 % | 0.00 % | 0.29 % |
| 24 | 0.34 % | 0.19 % | 0.13 % | 0.07 % | 0.09 % | 0.00 % |
| 25 | 0.15 % | 0.04 % | 0.05 % | 0.22 % | 0.04 % | 0.00 % |
| 26 | 0.13 % | 0.08 % | 0.14 % | 0.00 % | 0.00 % | 0.38 % |
| 27 | 0.29 % | 0.04 % | 0.06 % | 0.04 % | 0.05 % | 0.09 % |
| 28 | 0.90 %* | 0.95 %* | 0.12 % | 0.20 % | 0.05 % | 0.19 % |
| 29 | 0.34 % | 0.09 % | 0.01 % | 0.04 % | 0.15 % | 0.00 % |
| 30 | 0.74 %* | 0.09 % | 0.39 % | 0.18 % | 0.20 % | 0.10 % |

*Eriolaista vastaustapaa sisältävät osiot ($R^2 \geq 0.5$ %)



¹30 osion neliportaisella 0–3-asteikolla

Kuva 1. A-DES-summapistemäärä standardoidun latentin dissosiatiivisuustason funktiona sukupuolittain tarkasteltuna.



¹Neliportaisella 0–3-asteikolla, jossa suurempi arvo tarkoittaa useammin samaa mieltä väitteen kanssa olemista kuin pienempi arvo.

Kuva 2. Osion 17 (”Huomaan, että pystyn poistamaan fyysisen kivun”) vastauskategoria standardoidun latentin dissosiatiivisuustason funktiona sukupuolittain tarkasteltuna.

Koska mittausinvarianssi havaittiin tässä tutkimuksessa varsin hyväksi, vastaajaryhmien keskiarvoerojen voitiin olettaa olevan todellisia. Kyselyyn vastaamiseen liittyvät tekijät eivät siis juurikaan toimineet sekoittavina tekijöinä keskiarvotulosten tulkinnassa.

Taulukosta 7 (sivulla 31) voidaan havaita, että tytöillä oli efektikokomitoilla tarkasteltuna enemmän dissosiativisuutta kuin pojilla, kun käytettiin yksifaktorisen faktoriratkaisun pohjalta laskettuja faktoripistemääriä. Sekä raakapisteiden että faktoripistemäärien perusteella dissosiativisuutta oli enemmän alle 16-vuotiailla kuin 16 vuotta täyttäneillä sekä niillä, joilla oli vain yksi ystävä tai ei yhtään ystävää, verrattuna niihin, joilla oli ainakin kaksi ystävää. Myös huumausaineita käyttävillä oli enemmän dissosiativisuutta kuin niitä käyttämättömillä, transsukupuolisia taipumuksia omaavilla enemmän kuin näitä taipumuksia omaamattomilla ja koulukiusaamista kokevilla enemmän kuin kiusaamista kokemattomilla sekä raaka- että faktoripistemäärien perusteella. Tulokset olivat samansuuntaiset sekä alkuperäisellä A-DES:llä että lyhennetyillä versioilla. Sukupuoleen, ikään ja ystävien määrään liittyvät efektikoot olivat pieniä, mutta huumeidenkäytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusatuksi joutumisen osalta keskisuuria.

3.4 A-DES:n lyhentäminen

Taulukossa 6 on kaikille lyhennetyille A-DES-kyselyille yhteinen yhden faktorin eksploratiivinen faktoriratkaisu. Faktoriratkaisu oli samansuuntainen kuin alkuperäisen kyselyn eksploratiivinen yhden faktorin faktoriratkaisu (Taulukossa 2). Kaikki faktorilataukset olivat hyväksyttävän suuruisia ($> .40$), jolloin myös osioiden erottelukyky oli hyvä. Osoiden vaikeustaso painottui latentin tekijän yläpäähän.

Taulukossa 7 on eripituisten A-DES-versioiden ryhmävertailujen efektikokoja. Näistä voidaan havaita, että efektikoot olivat lähes samat 30 ja 20 osion kyselyissä, jolloin A-DES:n lyhentämisen 2/3:aan alkuperäisestä ei vaikuttanut efektikokoihin mitenkään. Jotkut efektikoot putosivat jonkin verran lyhyemmissä 10 ja 5 osion kyselyversioissa mutta säilyivät 95 prosentin luottamusvälin perusteella edelleen pääosin suuruusluokaltaan samoina alkuperäisen kyselyn kanssa.

Taulukossa 8 on eripituisten A-DES-versioiden laatuindeksejä. A-DES:n informaatioarvo ei pudonnut lyhennetyissä kyselyissä alkuperäiseen verrattuna edes sitä vertaa, mitä osioiden suhteellisen määrän perusteella olisi voinut olettaa. Lyhyemmät kyselyversiot olivat siis informaatioarvoiltaan osioiden määrään nähden vähintään yhtä hyviä alkuperäinen kysely. Faktoripistemäärien luottamusväli suureni ja empiirinen reliabiliteetti pieneni osiomäärän vähentyessä, niin kuin voi olettaakin käyvän. Kliinisen mittausalueen osalta empiirinen reliabiliteetti oli hyväksyttävä vielä lyhyimmässäkin 5 osion kyselyversiossa, mutta koko mittausalueella empiirinen reliabiliteetti ei ollut enää kahdessa lyhyimmässä kyselyversiossa luotettavan mittarin tasoinen.

Taulukossa 9 on puhtaasti tilastollisin perustein luodut, poikkeavan suurta dissosiatiivisuutta kuvaavat katkaisurajat alkuperäiselle sekä 20, 10 ja 5 osion kyselyille. Poikkeavan suuri dissosiatiivisuus määriteltiin yhden ja kahden hajonnan ylittäviksi arvoiksi jakauman keskiarvosta. Ehdotetuista katkaisurajoista voi havaita, että lyhennetyissä kyselyissä katkaisurajat olivat matalammat kuin alkuperäisessä kyselyssä myös keskiarvojen osalta, kun osioiden määrä oli otettu huomioon.

Taulukko 6.

Yhden faktorin lyhennetty eksploraatiivinen faktorimalli, josta ilmoitettu osioiden faktorilataukset, selitysosuudet (kommunaliteetit) sekä erottelukyky^a - ja vaikeustasoparametrit^b

| Osio ^c | F | h ² | a | b ₁ | b ₂ | b ₃ |
|---|------|----------------|-------------|----------------|----------------|----------------|
| 3. Minulla on vahvoja tunteita, jotka eivät tunnu omiltani. | 0.76 | 58 % | 2.00 (0.06) | 0.74 (0.02) | 1.50 (0.03) | 2.37 (0.06) |
| 5. Ihmiset kertovat minun tehneen tai sanoneen asioita, joita en muista tehneeni tai sanoneeni. | 0.64 | 42 % | 1.44 (0.04) | -0.11 (0.03) | 0.95 (0.03) | 1.99 (0.05) |
| 8. Kelloa katsoessani tajuan ajan kuluneen, mutta en voi muistaa, mitä on tapahtunut. | 0.79 | 62 % | 2.20 (0.07) | 0.89 (0.02) | 1.59 (0.03) | 2.29 (0.05) |
| 9. Kuulen päässäni ääniä, jotka eivät ole omiani. | 0.83 | 69 % | 2.56 (0.10) | 1.55 (0.03) | 2.06 (0.05) | 2.59 (0.07) |
| 11. Olen niin hyvä valehtelevaan ja eläytymään, että uskon itsekin itseäni. | 0.68 | 46 % | 1.57 (0.05) | 0.83 (0.03) | 1.68 (0.05) | 2.40 (0.07) |
| 12. Tehdessäni jotakin saatatan havahtua ja ikään kuin herätä kesken kaiken. | 0.74 | 55 % | 1.88 (0.05) | 0.23 (0.02) | 0.98 (0.03) | 1.86 (0.04) |
| 13. En tunnista itseäni peilistä. | 0.82 | 67 % | 2.43 (0.10) | 1.69 (0.04) | 2.21 (0.05) | 2.67 (0.07) |
| 14. Havaitseen olevani menossa jonnekin tai tekemässä jotain, mutta en tiedä mitä varten. | 0.77 | 59 % | 2.02 (0.06) | 0.72 (0.02) | 1.46 (0.03) | 2.34 (0.06) |
| 16. Minulla on ajatuksia, jotka eivät tunnu minun ajatuksiltani. | 0.87 | 76 % | 3.05 (0.10) | 1.19 (0.02) | 1.75 (0.03) | 2.28 (0.05) |
| 18. En pysty selvittämään, ovatko asiat todella tapahtuneet minulle vai olenko vain uneksinut tai ajatellut tapahtumat. | 0.77 | 59 % | 2.03 (0.06) | 0.75 (0.02) | 1.57 (0.04) | 2.35 (0.06) |
| 19. Havaitseen tekeväni jotain, minkä tiedän olevan väärin, huolimatta siitä, että en todellakaan halua tehdä niin. | 0.75 | 57 % | 1.95 (0.06) | 0.89 (0.03) | 1.69 (0.04) | 2.64 (0.07) |
| 20. Ihmiset ovat kertoneet minun toisinaan käyttäytyvän niin eri tavalla kuin yleensä, että vaikutan eri ihmiseltä. | 0.80 | 64 % | 2.25 (0.07) | 0.73 (0.02) | 1.45 (0.03) | 2.28 (0.05) |
| 21. Tuntuu kuin mielessäni olisi muureja. | 0.85 | 73 % | 2.78 (0.09) | 1.12 (0.02) | 1.67 (0.03) | 2.28 (0.05) |
| 22. Löydän kirjoituksia, piirustuksia tai kirjoja, joiden täytyy olla minun tekemiäni, vaikka en muista tehneeni niitä. | 0.79 | 62 % | 2.19 (0.08) | 1.38 (0.03) | 2.00 (0.05) | 2.62 (0.07) |
| 23. Jokin sisälläni tuntuu panevan minut tekemään asioita, joita en halua tehdä. | 0.85 | 73 % | 2.77 (0.10) | 1.28 (0.02) | 1.88 (0.04) | 2.41 (0.06) |
| 24. Havaitseen, että en pysty sanomaan, muistelenko vain jotain asiaa vai onko se juuri nyt tapahtumassa minulle. | 0.89 | 79 % | 3.31 (0.12) | 1.35 (0.02) | 1.92 (0.04) | 2.58 (0.06) |
| 25. Havaitseen olevani itseni ulkopuolella ja katselemassa itseäni, ikään kuin olisin joku toinen. | 0.86 | 73 % | 2.83 (0.11) | 1.40 (0.03) | 1.90 (0.04) | 2.49 (0.06) |
| 26. Suhteeni perheeseeni ja ystäviini muuttuu äkillisesti enkä tiedä, miksi niin käy. | 0.81 | 66 % | 2.37 (0.08) | 1.24 (0.03) | 1.84 (0.04) | 2.54 (0.06) |
| 27. Minusta tuntuu, että menneisyyteni on kuin palapeli, josta puuttuu joitakin paloja. | 0.82 | 68 % | 2.46 (0.08) | 1.12 (0.02) | 1.61 (0.03) | 2.20 (0.05) |
| 29. Minusta tuntuu, että minussa on erilaisia ihmisiä. | 0.84 | 70 % | 2.63 (0.09) | 1.15 (0.02) | 1.69 (0.03) | 2.23 (0.05) |

^aParametri a

^bParametrit b₁, b₂ ja b₃

^c20 osion lyhennetyssä mallissa ovat mukana kaikki taulukossa olevat osiot.

10 osion lyhennetyssä mallissa ovat mukana osiot 9,13,16, 21, 23, 24, 25, 26, 27 ja 29.

5 osion lyhennetyssä mallissa ovat mukana osiot 16, 21, 23, 24 ja 25.

Taulukko 7.

Ryhmittelymuuttujien raaka- ja faktoripistekeskiarvot sekä ryhmäerojen efektikoot

| | Raakapiste- keskiarvo (kh) ^a , 30 osiolle | Faktoripiste- keskiarvo (kh), 30 osiolle | Faktoripiste- keskiarvo (kh), lyhennetty kysely ^b | Cliffin delta (95 % lv) | | | | | Cohenin d (95 % lv), | | | | |
|---|--|--|--|---------------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | | | | Faktoripisteet | | | | | Faktoripisteet | | | | |
| | | | | Raaka- pisteet, 30 osiota | 30 osiota | 20 osiota | 10 osiota | 5 osiota | Raakapisteet, 30 osiota | 30 osiota | 20 osiota | 10 osiota | 5 osiota |
| Pojat | 0.88 (1.14) | -0.08 (0.95) | -0.09 (0.92) | 0.02 | 0.11 | 0.13 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.15 | 0.17 | 0.04 | 0.03 |
| Tytöt | 0.90 (1.11) | 0.08 (0.92) | 0.08 (0.89) | (-0.01, 0.06) | (0.08, 0.15) | (0.09, 0.16) | (0.00, 0.05) | (0.00, 0.05) | (-0.01, 0.08) | (0.10, 0.20) | (0.12, 0.22) | (0.01, 0.07) | (0.00, 0.06) |
| Ikä ≥ 16 v | 0.82 (1.02) | -0.04 (0.92) | -0.04 (0.89) | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.05 | 0.10 | 0.07 | 0.07 | 0.08 | 0.06 |
| Ikä < 16 v | 0.96 (1.21) | 0.06 (0.95) | 0.05 (0.93) | (0.04, 0.11) | (0.02, 0.09) | (0.02, 0.09) | (0.03, 0.09) | (0.02, 0.08) | (0.05, 0.14) | (0.03, 0.12) | (0.02, 0.12) | (0.04, 0.12) | (0.03, 0.10) |
| Ystäviä ≥ 2 | 0.87 (1.11) | -0.02 (0.93) | -0.02 (0.91) | 0.14 | 0.14 | 0.14 | 0.13 | 0.10 | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.18 | 0.13 |
| Ystäviä 0–1 | 1.08 (1.19) | 0.21 (0.94) | 0.20 (0.91) | (0.07, 0.20) | (0.08, 0.21) | (0.08, 0.21) | (0.07, 0.20) | (0.04, 0.15) | (0.09, 0.29) | (0.10, 0.29) | (0.10, 0.29) | (0.09, 0.27) | (0.05, 0.21) |
| Ei huumausaineiden käyttöä | 0.84 (1.05) | -0.04 (0.92) | -0.04 (0.89) | 0.36 | 0.35 | 0.33 | 0.27 | 0.26 | 0.56 | 0.53 | 0.51 | 0.40 | 0.37 |
| Huumausaineiden käyttöä esiintyy | 1.63 (1.73) | 0.57 (1.03) | 0.55 (1.04) | (0.29, 0.43) | (0.27, 0.42) | (0.26, 0.40) | (0.20, 0.35) | (0.18, 0.32) | (0.41, 0.70) | (0.40, 0.67) | (0.37, 0.65) | (0.28, 0.53) | (0.26, 0.49) |
| Ei transsukupuolisia taipumuksia | 0.81 (1.03) | -0.13 (0.90) | -0.13 (0.86) | 0.37 | 0.34 | 0.35 | 0.28 | 0.24 | 0.57 | 0.52 | 0.53 | 0.42 | 0.34 |
| Transsukupuolisia taipumuksia esiintyy | 1.64 (1.63) | 0.42 (0.93) | 0.42 (0.92) | (0.31, 0.43) | (0.30, 0.38) | (0.31, 0.38) | (0.25, 0.32) | (0.20, 0.27) | (0.46, 0.69) | (0.45, 0.60) | (0.46, 0.60) | (0.35, 0.49) | (0.28, 0.40) |
| Ei koe koulukiusaamista | 0.83 (1.05) | -0.03 (0.92) | -0.04 (0.89) | 0.34 | 0.33 | 0.34 | 0.35 | 0.28 | 0.52 | 0.51 | 0.51 | 0.54 | 0.41 |
| Kokee koulukiusaamista | 1.63 (1.75) | 0.56 (1.02) | 0.56 (1.04) | (0.27, 0.41) | (0.26, 0.40) | (0.26, 0.40) | (0.28, 0.42) | (0.21, 0.35) | (0.39, 0.65) | (0.38, 0.64) | (0.38, 0.65) | (0.42, 0.68) | (0.29, 0.54) |

^aYksitoistaportaisella (0–10)-asteikolla^bYhden faktorin osiovasteteoreettinen faktorianalyysi tehtiin 20 osiolle, mutta samaa mallia sovellettiin myös 10 ja 5 osioon.

Taulukko 8.

Eripituisten A-DES-versioiden laatuindeksejä

| | Informaatioarvo kokonaisuudessaan ^a | Informaatioarvo, kliininen alue ^b | Faktoripistemäärien luottamusvälin mediaani | Empiirinen reliabiliteetti ^c |
|-----------------|---|--|--|---|
| A-DES 30 osiota | 100 % | 75.41 % ^d | 0.29 | 0.87; 0.91 |
| A-DES 20 osiota | 72.07 % ^d | 54.78 % ^d | 0.35 | 0.83; 0.88 |
| A-DES 10 osiota | 41.27 % ^d | 34.49 % ^d | 0.72 | 0.65; 0.83 |
| A-DES 5 osiota | 23.15 % ^d | 19.47 % ^d | 0.76 | 0.56; 0.72 |

^a Standardoidun latentin dimension mittausväli $[-\infty, \infty]$ ^b Standardoidun latentin dimension mittausväli $[1, 6]$ ^c Koko mittausalue; kliininen alue $\theta > 1$ ^d Prosenttiosuus alkuperäisen kyselyn koko mittausalueen informaatioarvosta

Taulukko 9.

Eripituisten A-DES-versioiden ehdotettuja kliinisiä katkaisurajoja 11-portaiselle (0–10) asteikolle

| | Katkaisurajapistemäärä, kun $\theta = 1^a$ | Prosenttiosuus katkaisurajan $\theta = 1$ alapuolella ^b | Katkaisurajapistemäärä, kun $\theta = 2^a$ | Prosenttiosuus katkaisurajan $\theta = 2$ alapuolella ^b |
|-----------------|---|--|---|--|
| A-DES 30 osiota | 78; 2.60 | 93.21 | 155; 5.17 | 98.85 |
| A-DES 20 osiota | 24; 1.20 | 92.99 | 44; 2.20 | 98.80 |
| A-DES 10 osiota | 10; 1.00 | 93.36 | 22; 2.20 | 98.78 |
| A-DES 5 osiota | 5; 1.00 | 93.70 | 12; 2.40 | 99.01 |

^a Suora summa; osioiden keskiarvo^b Jakamien vinouden takia prosenttiosuus poikkeaa huomattavasti normaalijakaumasta.

4. Pohdinta

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli selvittää A-DES:n faktorirakennetta aikaisempaa paremmilla menetelmillä – osiovasteteoreettisesti aikaisemman perinteisen lineaarisen faktorianalyysin sijaan – sekä tutkia, toimivatko kyselyn osiot eri lailla sukupuolen, iän, huumausaineiden käytön, ystävien määrän, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusaamiskokemusten perusteella muodostetuissa ryhmissä. Lisäksi tutkimuksen tarkoituksena oli laatia A-DES:sta lyhennettyjä kyselylomakeversioita parhaiten toimivista osioista. Varsinaisten tutkimustulosten ohella saatiin tietoa A-DES:n käyttäytymisestä suomalaisessa aineistossa. Seuraavissa luvuissa pohditaan saatujen tutkimustulosten merkitystä suhteessa aikaisempaan tietopohjaan.

4.1 Nuorten dissosiativisuus suomalaisessa aineistossa

A-DES:n sisäisestä konsistenssista saatiin tässä suomalaista aineistoa hyödyntävässä tutkimuksessa samaa suuruusluokkaa olevat tulokset kuin useissa aikaisemmissa eri maissa toteutetuissa tutkimuksissa (Armstrong ym., 1997; Espirito-Santo ym., 2014; Farrington ym., 2001; Keck Seeley ym., 2004; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Yoshizumi ym., 2010; Zona, 2014; Zoroglu ym., 2002). Näin tapahtui sekä koko kyselyn että Armstrongin ym. (1997) olettamien alafaktorien osalta. A-DES:n faktorirakenteesta saatiin myös sama mittarin yksiulotteisuutta osoittava tutkimustulos kuin useissa eri maissa toteutetuissa tutkimuksissa aikaisemmin (Espirito-Santo ym., 2014; Farrington ym., 2001; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Soukup ym., 2010; Zona, 2014). A-DES:n rakenne vaikuttaa siis olevan samanlainen suomalaisessa väestössä kuin muuallakin maailmassa.

Sen sijaan sekä koko A-DES-kyselyn että Armstrongin ym. (1997) olettamien alafaktorien osalta dissosiativisuuden keskiarvot olivat suomalaisessa aineistossa merkittävästi alemmat kuin useissa muissa maissa. Myös yksittäisten osioiden keskiarvot olivat pääosin matalampia kuin Schimmentin (2016) aikaisemmassa tutkimuksessa. Kun huonommin dissosiaatiota kuvaavat osiot siivottiin pois, lyhennetyissä kyselyissä keskiarvot putosivat pääosin entistäkin

matalammiksi. Ainoastaan Ruotsissa (Nilsson & Svedin, 2006) ja Etelä-Koreassa (Shin ym., 2009) on aikaisemmin saatu vastaavia, muita maita huomattavasti matalampia keskiarvoja.

Pelkästään tämän tutkimuksen perusteella on vaikea tehdä päätelmiä siitä, mistä dissosiativisuuden matalat keskiarvot suomalaisessa aineistossa johtuvat. Vastaustapaan, kulttuuriin ja ympäristöön liittyvät tekijät sekoittuvat helposti toisiinsa (Yoshizumi ym., 2010). On mahdollista, että dissosiativisuus on Suomessa verrattain tuntematon ilmiö, minkä perusteella siihen liittyvät kysymykset tuntuvat vastaajista vierailta ja siksi he eivät tunnista omia kokemuksiaan dissosiativisiksi. On myös mahdollista, että suomalainen kulttuuri vaikuttaa dissosiativisuutta vähättelevään vastaustaipumukseen. Toisaalta ympäristöolosuhteetkin Suomessa, esimerkiksi rikollisuuden vähäisyys ja kaupunkikoon pienenus, voivat olla sellaisia, että dissosiativisia kokemuksia syntyy huomattavan vähän verrattuna muihin maihin.

Nilsson ja Svedin (2006) pyrkivät selittämään oman ruotsalaisen aineistonsa matalia keskiarvoja dissosiativisuudessa sillä, että heidän tutkimansa nuoret olivat kotoisin pienestä kaupungista (noin 160 000 asukkaan Linköpingistä), ja pienissä kaupungeissa väkivaltaisuuDET ovat yleensä vähäisempiä kuin suuremmissa, millä voi olla vaikutusta vähäisempiin traumakokemuksiin ja tätä kautta vähäisempään dissosiaatioon. Nilssonin ja Svedinin (2006) mukaan Ruotsi myös kokonaisuudessaan on varsin vähäväkivaltainen maa ja avoin keskustelulle seksuaalisista asioista, millä voisi olla vaikutusta vähäisempiin dissosiaatio-oireisiin väestössä. Suomi on Ruotsin tapaan turvallisena pidetty pohjoismainen yhteiskunta, millä voisi olla vaikutusta yhteneviin mataliin keskiarvoihin Nilssonin ja Svedinin (2006) tutkimustulosten kanssa. Tässä raportoidun tutkimuksen aineisto koottiin Kuopion koulunkäyntialueelta, joka käsittää 90 000 asukasta eli seutuna on vielä pienempi kuin ruotsalaistutkimuksen paikkakunta, mikä voisi selittää Ruotsiakin matalampia keskiarvoja dissosiativisuudessa. Toisaalta pelkkä paikkakunnan koko ei yksinään selitä vähäistä dissosiativisuutta, sillä Shinin ym. (2009) tutkimus toteutettiin miljoonakaupungissa Etelä-Koreassa ja silti heidän tutkimuksessaan saatiin matalat keskiarvot dissosiativisuudessa. Shin ym. (2009) selittivät Etelä-Koreassa saatuja matalia keskiarvoja sosiaalisesti suotavalla vastaustavalla, mikä liittyy mielenterveyshäiriöiden sosiaaliseen stigmaan maassa. Sosiaalista stigmaa ei voida poissulkea suomalaistenkaan tutkimustulosten osalta, mutta kokonaisuudessaan Suomessa mielenterveyshäiriöiden sosiaalinen stigma on

vähäisempi kuin monissa muissa maissa (Wahlbeck & Aromaa, 2011), joten stigman vaikutus vastaustapaan ei vaikuta erityisen uskottavalta kasvokkaista kontaktia sisältämättömässä kyselytutkimuksessa.

4.2 A-DES:n ulottuvuudet

A-DES:n faktorirakenne osoittautui tässä tutkimuksessa yksiulotteiseksi useita aikaisempia, perinteisellä faktorianalyysillä saatuja tutkimustuloksia vastaten (Farrington ym., 2001; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Soukup ym., 2010; Zona, 2014). Yoshizumin ym. (2010) löytämä kolmiulotteinen faktorirakenne tai Armstrongin ym. (1997) oletama neliulotteinen faktorirakenne eivät saaneet tästä tutkimuksesta tukea. Tämä tarkoittaa sitä, että ei-kliinisissä populaatioissa dissosiatiivisuuteen mahdollisesti kuuluvat eri puolet eivät erotu erillisinä A-DES:lla tutkittuna. Koska dissosiaatio on osittain kontekstuaalinen ilmiö, maakohtaisia eroja dissosiatiivisuuden ilmenemismuodoissa saattaa kuitenkin ilmetä, mikä voisi selittää Yoshizumin ym. (2010) Etelä-Koreassa samalla mittarilla saamia eriäviä, yksiulotteisesta faktorirakenteesta poikkeavia tuloksia.

A-DES:n sisäisen konsistenssin tunnuslukuna käytetty Cronbachin alfa vastasi aikaisemmissa tutkimuksissa saatuja arvoja sekä koko kyselyn osalta että Armstrongin ym. (1997) mukaisten alaskaalojen osalta (Armstrong ym., 1997; Espirito-Santo ym., 2014; Farrington ym., 2001; Keck Seeley ym., 2004; Muris ym., 2003; Nilsson & Svedin, 2006; Schimmenti, 2016; Shin ym., 2009; Smith & Carlson, 1996; Soukup ym., 2010; Yoshizumi ym., 2010; Zona, 2014; Zoroglu ym., 2002). Vaikka sisäinen konsistenssi osoittautui niin tässä kuin aikaisemmissakin tutkimuksissa hyväksi, korkeakaan alafaktorien sisäinen konsistenssi ei siis vielä kerro siitä, että alafaktorit oikeasti olisivat olemassa, vaikka tällainen virhepäätelmä helposti tehdään.

4.3 Vastaustapatekijät ja ryhmien väliset erot dissosiatiivisuudessa

A-DES:n mittausinvarianssi DIF-menetelmällä tutkittuna osoittautui erinomaiseksi. Osioiden toiminnassa oli siis vain vähäistä eroa eri vastaajaryhmien välillä (sukupuoli, ikä, huumausaineiden käyttö, ystävien määrä, transsukupuoliset taipumukset ja kokemus

koulukiusatuksi tulemisesta), mikä tarkoittaa sitä, että eri ryhmät ymmärsivät kyselyn osiot osapuilleen samalla tavalla, jolloin mittarin voidaan katsoa olevan käyttökelpoinen sellaisenaan dissosiativisuuden tutkimisessa eri vastaajaryhmissä. A-DES:n hyvä mittausinvarianssi tarkoittaa sitä, että tutkimustuloksia ryhmien välisistä eroista dissosiativisuuden määrissä voidaan pitää pätevinä eikä mittausvirheestä johtuvina.

Tässä tutkimuksessa tyttöjen dissosiativisuus oli suurempaa kuin poikien, vastaten Nilssonin ja Svedinin (2006) sekä Soukupin ym. (2010) aikaisempia tutkimustuloksia. Sukupuolen efektikoko oli kuitenkin varsin pieni, ja mahdollisesti myös ilmiötasolla on näin, mikä voisi selittää sitä, että useat muut tutkijat (Farrington ym., 2001; Muris ym., 2003; Shin ym., 2009; Zoroglu ym., 2002) eivät ole löytäneet eroa dissosiativisuudessa tyttöjen ja poikien välillä tai ovat löytäneet päinvastaisen (Espirito-Santo ym., 2014) tai vain osittaisen (Yoshizumi ym., 2010) eron.

Nuoremman ikäryhmän (alle 16-vuotiaat) dissosiativisuus oli tässä tutkimuksessa suurempaa kuin vanhemman ikäryhmän (16 vuotta täyttäneet), mikä vastaa Zoroglun ym. (2002), Espirito-Santon ym. (2014) ja Zonan (2014) tutkimustuloksia ja Putnamin (1993) oletuksia dissosiativisuuden vähenemisestä nuoruusiän kuluessa. Tässä tutkimuksessa käytettiin ikäryhmien rajapyykkinä 16. ikävuotta, mikä sopi yhteen Putnamin ym. (1996) havaintojen kanssa siitä, että nimenomaan 16. ikävuodesta lähtien dissosiaatio alkaa vähetä. Suomalaisesta aineistosta saadut tutkimustulokset sopivat yhteen myös Carlsonin ym. (2009) käsitteellistämän siirtymän kanssa kohti suurempaa integraatiokykyä ja vähäisempää erillisprosessointia (eli vähäisempää dissosiaatiotaipumusta) nuoruusiän kuluessa. Sen sijaan Shinin ym. (2009) Etelä-Koreassa toteuttamassa tutkimuksessa vastaavaa kehityskulkua ei löytynyt, minkä tutkijat arvelivat liittyvän Etelä-Korean ankaraan kasvatuskulttuuriin, joka ei mahdollista kehityksellistä siirtymää vähäisempään dissosiativisuuteen. Koska tässä tutkimuksessa oli käytössä vain kaksi ikäryhmää, Nilssonin ja Svedinin (2006) sekä Schimmentin (2016) havaitsemia käyrämäisiä yhteyksiä iän ja dissosiaation välillä ei pystytty testaamaan.

Huumausaineita käyttävillä ilmeni tässä tutkimuksessa enemmän dissosiativisuutta kuin huumausaineita käyttämättömillä, mikä sopii yhteen aikaisempien tutkimustulosten kanssa siitä, että erinäisten päihteiden käyttö voi aiheuttaa dissosiativisuuteen kuuluvaa

depersonalisaatiota ja derealisaatiota (Brand & Frewen, 2017; van Heugten - van der Kloet ym., 2015). Tässä tutkimuksessa havaittiin myös enemmän dissosiativisuutta niillä, jotka kokivat tulevansa koulukiusatuksi kuin niillä, joilla ei vastaavaa kokemusta ollut. Tämä on varsin looginen tutkimustulos siihen nähden, että koulukiusatuksi tulemistä voidaan pitää traumaattisena stressitekijänä (Nielsen, Tangen, Idsoe, Matthiesen & Magerøy, 2015) ja trauman ja dissosiaation yhteyden tiedetään olevan kohtalaisen vahva (Dalenberg ym., 2012).

Tässä tutkimuksessa niillä, jotka ilmoittivat, että heillä oli korkeintaan yksi läheinen ystävä, ilmeni enemmän dissosiativisuutta kuin niillä, jotka ilmoittivat, että heillä oli vähintään kaksi ystävää. Nämä tutkimustulokset sopivat yhteen Maarasen, Tanskasen, Haataisen ym. (2005) sekä Maarasen, Tanskasen, Honkalammen ym. (2005) tutkimustenlöydösten kanssa dissosiativisuuden yhteydestä sosiaalisten kontaktien vähäisyyteen. Dissosiaatiohäiriöistä kärsivät tuntevat usein itsensä ulkopuolisiksi ja yksinäisiksi (Şar, Dorahy & Krüger, 2017), mutta tämän tutkimusten perusteella vaikuttaa siltä, että jo väestöpohjaisessa aineistossa havaittava ystävien vähäisyys liittyy kohonneeseen dissosiativisuuteen. Selvänä puutteena tässä tutkimuksessa oli kuitenkin se, että ryhmien pienuuden takia ei pystytty erottamaan niitä, joilla ei ollut yhtään ystävää niistä, joilla oli sentään yksi ystävä, vaikka näiden ryhmien voisi kuvitella eroavan olennaisesti toisistaan.

Tässä tutkimuksessa todettiin myös Colizzin ym. (2015) havaitsema yhteys runsaan dissosiativisuuden ja transsukupuolisuuden välillä, vaikka transsukupuoliset taipumukset oli määritelty häiriötasoa väljemmin. Yhteys ei kuitenkaan selittynyt Colizzin ym. (2015) olettamalla tavalla kehoon liittyvillä ulkopuolisuuden kokemuksilla, sillä myös sen jälkeen, kun lyhennetyistä A-DES-versioista oli poistettu kehonkuvaan liittyvä osio, transsukupuoliset taipumukset olivat yhteydessä korkeaan dissosiativisuuteen. Transsukupuolisiin taipumuksiin tiedetään liittyvän monenlaisia eristyneisyyden kokemuksia (Johnson & Amella, 2013), jotka mahdollisesti itsessään altistavat dissosiativisuudelle.

4.4 Lyhennetyt A-DES-kyselyt

A-DES:sta laaditut lyhennetyt (20, 10 ja 5 osion) kyselyversiot säilyttivät hyvin alkuperäisen 30 osion asteikon informaatioarvon. Tämän voi olettaa tapahtuneen sitä kautta, että eniten

taustahälyä sisältäneet osiot saatiin poistettua ja dissosiaatiivisuuden ydinpiirteitä kuvaavat osiot säilytettyä kyselyn lyhennetyissä versioissa. 20 osion lyhennetyssä kyselyssä myös A-DES:n empiirinen reliabiliteetti säilyi hyvänä koko mittausalueella, mutta 10 ja 5 osion kyselyissä ainoastaan kliinisellä mittausalueella, mikä selittyy sillä, että jakaumien vinouden ja runsaiden nollavastauksien takia lähes kaikki vaihtelu painottui jakaumien yläpäähän. Hyvin vähän dissosiaatiivisuutta raportoivien vastauksissa oli siis luultavasti lyhimmissä kyselyversioissa kohtalaisesti hälyä (oletettavasti satunnaisten vastaamisen vaikutuksesta), jolloin lyhimmet kyselyversiot eivät enää tavoittaneet mitattavaa tekijää jakauman alapäässä.

Tämän tutkimuksen lyhennettyihin 20, 10 ja 5 osion A-DES-kyselyihin valikoitui varsin erilaisia osioita kuin Martínez-Taboasin ym. (2004) A-DES-8:aan. Ainoastaan puolet nyt tehdyn tutkimuksen jonkin lyhennetyn kyselyn osioista olivat päällekkäisiä A-DES-8:n kanssa. Osittain kyse voi olla siitä, että tässä tutkimuksessa käytössä oli ei-kliininen aineisto, kun taas Martínez-Taboasilla ym. oli kliininen aineisto, jolloin dissosiaatio voi näyttäytyä erilaisena eri kohderyhmissä. Kyselyt on myös varsin erilaisin teoreettisin perustein ja erilaisiin tarkoituksiin laadittuja. A-DES-8:n taustalla oleva taksometrinen analyysi pyrkii erottelamaan patologisen dissosiaation ei-patologisesta, minkä perusteella Martínez-Taboas ym. (2004) pyrkivät löytämään kaikkein patologisimmat dissosiaatiota kuvaavat osiot kyselynsä. Nyt tehty tutkimus sen sijaan pohjautui jatkumoajatteluun, ja lyhennettyihin kyselyversioihin pyrittiin löytämään kaikkein parhaiten latenttia tekijää (dissosiaatiivisuutta) kuvaavat osiot niiden äärimmäisyysasteesta välittämättä.

Nyt laadituissa A-DES:n lyhennetyissä kyselyversioissa on selkeitä etuja aikaisempaan Martínez-Taboasin ym. (2004) laatimaan A-DES-8:aan verrattuna. A-DES-8:n osiot poimittiin suoraan aikuisten DES-kyselystä olettaen, että osiot kuvaavat nuorilla samaa asiaa. Näin ei kuitenkaan välttämättä ole, sillä nuorten dissosiaatio voi saada kehitystasosta riippuen erilaisia merkityksiä (Carlson ym., 2009). Nyt laadituissa kyselyversioissa parhaiten dissosiaatiivisuutta kuvaavat osiot etsittiin sen sijaan nuorista koostuvan aineiston avulla. Lisäksi A-DES-8:n validoinnin kriteerinä oli erottelukyky suhteessa ulkoisiin muuttujiin (erilaisiin diagnooseihin ja oirekuviin), jolloin kysymysten toimivuutta suhteessa latenttiin jatkumoon (dissosiaatiivisuuteen) ei tarkasteltu. Nyt laadittujen lyhennettyjen A-DES-kyselyversioiden voi olettaa mittaavan puhtaammin juuri dissosiaatiivisuutta.

Nyt laadituille lyhennetyille A-DES-kyselyille laskettiin ehdotetut kliiniset katkaisurajat, jotka olivat suhteellisesti huomattavasti matalammat kuin alkuperäiselle kyselylle lasketut. Tätä selittää se, että lyhennetyistä kyselyversioista oli pudonnut pois osioita, jotka virheellisenä hälynä nostivat koko aineiston dissosiaatiotasoja. Kun nämä osiot oli lyhennetyistä kyselyistä poistettu, katkaisurajoista tuli tiukemmat ja suhteessa matalammat.

4.5 Tutkimuksen vahvuudet, rajoitukset ja jatkotutkimuksen tarve

Tämän tutkimuksen vahvuutena on merkittävästi suurempi aineistokoko kuin useimmissa A-DES:ia käsittelevissä tutkimuksissa on aikaisemmin ollut (poikkeuksena Schimmenti, 2016 ja Yoshizumi ym., 2010). Lisäksi tässä tutkimuksessa käytettyä osiovasteteoreettista faktorointimenetelmää voidaan pitää edistyneemmänä kuin perinteistä lineaarista faktorianalyysia (Embretson & Reise, 2000), jonka avulla aikaisemmissa tutkimuksissa on selvitetty A-DES:n faktorirakennetta. Tässä tutkimuksessa käytettiin tiettävästi ensimmäistä kertaa osiovasteteoreettisia menetelmiä A-DES:n rakenteen selvittämisessä. Samoin DIF-analyysia käytettiin tiettävästi ensimmäistä kertaa A-DES:n mittausinvarianssin tarkastelussa. Lisäksi tämän tutkimuksen puitteissa luotiin ensimmäistä kertaa lyhennetyt versiot A-DES:sta osiovasteteoreettisiin ja DIF-analyyttisiin tunnuslukuihin perustuen. Tämän tutkimuksen voidaan siis sanoa tuottaneen A-DES-asteikosta ihan uudenlaista tietoa uudella menetelmällä.

Tutkimuksen aineisto oli kattava väestöpohjainen alueellinen otos suomalaisista nuorista, mikä mahdollistaa tulosten hyvän yleistettävyyden. Toisaalta väestöpohjainen aineisto tarkoittaa sitä, että tulokset voidaan yleistää koskemaan ainoastaan ei-kliinistä kontekstia. Kliinisessä aineistossa tulokset, kuten esimerkiksi faktorirakenne ja mittausinvarianssi, saattavat olla toisenlaiset. Aikaisemmassa tutkimuksessa on muiden mittareiden osalta havaittu, että mittarin faktorirakenne voi olla erilainen vähän ja paljon oireilevien henkilöiden keskuudessa (Urbán ym., 2004).

Aineisto koottiin nuoruusikäisiltä kyselylomakkeilla koulukontekstissa. Dissosiatiiivisuus on siinä määrin yksityinen kokemus, että sitä on vaikea todentaa objektiivisin menetelmin

(Merckelbach, Boskovic, Pesy, Dalsklev & Lynn, 2017), mikä puoltaa kyselylomakkeiden käyttöä aineistonkeruumenetelmänä. Voidaan myös olettaa, että nuoret vastaavat rehellisemmin kirjalliseen kyselyyn kuin he vastaisivat esimerkiksi kahdenkeskisessä haastattelussa psyykkistä tilaansa koskeviin kysymyksiin. Kuitenkin on mahdollista, että nuoruusikäiset eivät välttämättä vielä ole riittävän kypsiä raportoimaan omista kokemuksistaan (Zona, 2014) ja että heidän reflektiiviset kykynsä eivät ole kehittyneet dissosiaatiivisten epäjatkuvuuksien havaitsemiseen (Carlson ym., 2009). Zonan tutkimuksessa (2014) havaittiin vain kohtalainen korrelaatio teinityttöjen ja heidän vanhempiensa vastausten välillä tyttöjen dissosiaatiosta kysyttäessä. Tämänlaisessa tilanteessa voi olla kyse joko ulkopuolisten vaikeudesta havaita nuorten sisäistä tilaa tai nuorten vaikeudesta havainnoida omaa mieltään ja raportoida siitä. Jos jälkimmäinen vaihtoehto pitää paikkansa, tämä tarkoittaa virhelähdettä kaikkiin nuoruusikäisten kyselylomakemuotoisiin tutkimuksiin, nyt tehty tutkimus mukaan lukien. Osan nuoruusikäisistä on myös havaittu antavan koulussa toteutetuissa kyselytutkimuksissa tietoiselta vaikuttavalla tavalla virheellisiä vastauksia kysymyksiin (Fan ym., 2006), mitä on vaikea kontrolloida tuloksia analysoidessa.

Tässä tutkimuksessa vahvistui käsitys siitä, että A-DES on yksiulotteinen asteikko. Tutkimustulos sopii yhteen jatkumokäsityksen kanssa dissosiaatiosta, jonka mukaan dissosiaatiossa ei ole erillisiä patologisempia (esimerkiksi amnesia ja depersonalisaatio) ja vähemmän patologisia (esimerkiksi päiväunelmointi) muotoja. Kuitenkaan yhden mittarin pohjalta ei vielä voida päätellä sitä, minkälaisena dissosiaatio mahdollisesti näyttäytyy muilla mittareilla tutkittuna. Tämän tutkimuksen pohjalta ei siis voida ottaa kantaa dissosiaatioon ilmiönä, vaan ainoastaan tutkitun mittarin, A-DES:n, ominaisuuksiin. Siihen, onko dissosiaatio jatkuva vai kategorinen, erillisen patologisen taksonin sisältävä ilmiö, voisi tulevissa tutkimuksissa ottaa kantaa muilla, esimerkiksi Mieltusen, Nordströmin, Kaakisen ja Ahmedin (2015) esittelemillä, menetelmillä.

Tässä tutkimuksessa selvitettiin kuuden eri vastaajien ominaisuuden (sukupuoli, ikä, huumausaineiden käyttö, ystävien määrä, transsukupuoliset taipumukset ja kokemukset koulukiusatuksi tulemisesta) yhteyttä A-DES:iin vastaamiseen. Näiden ryhmien osalta A-DES:lla oli varsin hyvä mittausinvarianssi eli A-DES:n osiot toimivat suurin piirtein samalla tavalla kaikille vastaajille. Jatkossa myös muiden ominaisuuksien ja ryhmäkuuluvuuksien yhteyttä A-DES:iin vastaamiseen olisi syytä tutkia tarkemmin.

Esimerkiksi unen määrän ja laadun tiedetään olevan yhteydessä dissosiaatioon (Giesbrecht ym., 2008) eikä näiden yhteydestä vastaustapaan tiedetä vielä mitään. Nyt tehdyn tutkimuksen perusteella ei siis vielä voida sanoa A-DES:n mittausinvarianssista muuta kuin suhteessa tässä tutkittuihin ryhmäkuuluvuuksiin.

Aikuisten dissosiaatiota tutkittaessa on epäilty, että mielikuvitusrikkaus vaikuttaa tapaan vastata kyselyihin, mikä voi olla sekoittava tekijä dissosiaatiota tutkittaessa (Merckelbach & Muris ym., 2001). Muris ym. (2003) havaitsivat tutkimuksessaan mielikuvitusrikkouden olevan myös nuorilla yhteydessä dissosiaatioon. Jatkossa olisikin tärkeää selvittää, vaikuttaako nuorilla mielikuvitusrikkaus heidän vastaustapaansa A-DES:iin. Ylipäätään kyselylomakkeiden osalta tiedetään, että vihjeet oletetusta käyttäytymisestä (engl. demand characteristics) vaikuttavat vastaustapaan (Merckelbach ym., 2017). Jos kyselyn alussa annetaan ymmärtää, että ihmisillä yleisesti on niitä kokemuksia, joita kyselyssä tiedustellaan ja tällä pyritään vähentämään kokemusten aliraportointia, voidaan samalla luoda tilanne, jossa vastaajat saattavat yliportoida kokemuksiaan. Myös suomenkielisen A-DES:n johdantoriveillä lukee: ”Seuraavassa on lueteltu lapsilla ja nuorilla joskus esiintyviä ominaisuuksia ja ongelmia”, mikä saattaa vaikuttaa käyttäytymisvihjeille herkkien nuorten vastaustapaan.

Tässä tutkimuksessa A-DES-versioiden ehdotetut, poikkeavan suurta dissosiaatiota indikoivat katkaisurajat luotiin puhtaasti tilastollisin perustein, vaikka hienostuneempiakin katkaisurajojen määrittelymenetelmiä on olemassa (esim. Sharma & Jain, 2014), mutta näitä muita empiiriseen validointiin perustuvia menetelmiä ei ollut mahdollista toteuttaa poikkileikkausaineistolla ilman diagnostisia tietoja tutkittavista. Tässä tutkimuksessa esitettyjen katkaisurajojen pätevyyttä ei ole siis vielä millään lailla ulkoisesti validoitu. Näin ollen ei voida sanoa, että yhden tai kahden hajonnan päässä jakauman keskiarvosta dissosiaatiivisuus-ominaisuus muuttuu yhtäkkiä kliinisesti merkittäväksi.

Alkuperäisen A-DES:n osalta on myös epäselvää, missä määrin sen avulla pystytään erottamaan dissosiaatiivisuus muusta psyykkisestä oireilusta, eli erotteluvaliditeetti ei ehkä ole niin hyvä kuin toivottaisiin. Tämä ongelma ei automaattisesti poistu myöskään kyselyn lyhennetyistä versioista, vaikka huonoimpien osioiden siivoamisen pois voi ajatella puhdistaneen lyhennettyjä kyselyjä yleistä psyykkistä oireilua kuvaavista osioista. Tärkeä

jatkotutkimuksen aihe olisikin selvittää lyhennettyjen kyselyjen erotteluvaliditeettia suhteessa alkuperäiseen A-DES:iin.

Dissosiaatiota on tutkittu viime vuosikymmeninä paljon kognition näkökulmasta (esim. de Ruiter ym., 2006; Giesbrecht ym., 2008; McKinnon ym., 2016). A-DES:lla dissosiaatioon liittyvää kognitiivista suorituskkyä ei pystytä kartoittamaan, koska A-DES on laadittu piirteenkaltaisen dissosiaationäkemyksen pohjalle. Itsearviointiasteikoiden avulla kognitiivisia kykyjä on vaikea ylipäättään tutkia objektiivisesti. Toisaalta selkeää mittausaluetta voidaan pitää myös mittarin vahvuutena, jolloin sen avulla ei edes pyritä tavoittamaan kaikkea mahdollista. Tämä tarkoittaa kuitenkin sitä, että A-DES:n lisäksi tarvitaan myös muita tutkimusvälineitä, jos halutaan selvittää piirteenkaltaisen dissosiaation lisäksi dissosiaatioon liittyvää kognitiota ja toimintakykyä.

4.6 Johtopäätökset

Tässä tutkimuksessa luotiin aikaisempaa edistyneemmillä menetelmillä selkeyttä tutkimuskirjallisuudessa vallinneeseen epäselvyyteen nuorten dissosiaatiokysely A-DES:n faktorirakenteesta, joka nyt raportoitujen tutkimustulosten mukaan on yksifaktorinen ei-kliinisessä aineistossa. Aikaisemmassa tutkimuskirjallisuudessa ei myöskään ollut tietoa A-DES:n mittausinvarianssista, joka tämän tutkimuksen perusteella osoittautui hyväksi sukupuolen, iän, ystävien määrän, huumausaineiden käytön, transsukupuolisten taipumusten ja koulukiusaamiskokemusten suhteen. A-DES:sta ei ollut tietävästi aikaisemmin laadittu nuorten aineiston pohjalta lyhennettyjä versioita. Tässä tutkimuksessa laaditut 5, 10 ja 20 osion lyhennetyt A-DES-asteikot osoittautuivat informaatioarvoltaan alkuperäistä kyselyä vastaaviksi suhteessa osioiden määrään. Lyhennettyjen kyselyjen empiiristä validointia ei tämän tutkimuksen puitteissa tehty, mikä on tärkeä jatkotutkimuksen aihe A-DES:n klinisiä sovelluksia ajatellen.

Lähteet

- Achenbach, T. M. & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles*. Burlington, VT, Yhdysvallat: University of Vermont, Research Center for Children, Youth, and Families.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5. painos)*. Washington, DC, Yhdysvallat: American Psychiatric Association.
- Armstrong, J. G., Putnam, F. W., Carlson, E. B., Libero, D. Z. & Smith, S. R. (1997). Development and validation of a measure of adolescent dissociation: The Adolescent Dissociative Experiences Scale. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 185, 491–497.
- Beere, D. (1995). Loss of “background”: A perceptual theory of dissociation. *Dissociation*, 8, 165–174.
- Brand, B. L. & Frewen, P. (2017). Dissociation as a trauma-related phenomenon. Teoksessa S. N. Gold (toim.), *APA handbooks in psychology. APA handbook of trauma psychology: Foundations in knowledge* (s. 215–241). Washington, DC, Yhdysvallat: American Psychological Association.
- Carlson, E. A., Yates, T. M. & Sroufe, L. A. (2009). Dissociation and development of the self. Teoksessa P. F. Dell & J. A. O’Neil (toim.), *Dissociation and the dissociative disorders: DSM-V and beyond* (s. 39–52). New York, NY, Yhdysvallat: Routledge.
- Chalmers, R. P. (2016). Generating adaptive and non-adaptive test interfaces for multidimensional item response theory applications. *Journal of Statistical Software*, 71, 1–39.
- Choi, S. W., Gibbons, L. E. & Crane, P. K. (2011). lordif: An R package for detecting differential item functioning using iterative hybrid ordinal logistic regression/item response theory and Monte Carlo simulations. *Journal of Statistical Software*, 39, 1–30.
- Colizzi, M., Costa, R. & Todarello, O. (2015). Dissociative symptoms in individuals with gender dysphoria: Is the elevated prevalence real? *Psychiatry Research*, 226, 173–180.
- Dalenberg, C. J., Brand, B. L., Gleaves, D. H., Dorahy, M. J., Loewenstein, R. J., Cardeña, E., . . . Spiegel, D. (2012). Evaluation of the evidence for the trauma and fantasy models of dissociation. *Psychological Bulletin*, 138, 550–588.
- de Ruiter, M. B., Elzinga, B. M. & Phaf, R. H. (2006). Dissociation: Cognitive capacity or dysfunction? *Journal of Trauma & Dissociation*, 7, 115–134.
- Desjardins, C. D. & Bulut, O. (2018). *Handbook of educational measurement and psychometrics using R*. Boca Raton, FL, Yhdysvallat: CRC Press.

- Dorahy, M. J. & van der Hart, O. (2007). Relationship between trauma and dissociation: A historical analysis. Teoksessa E. Vermetten, M. Dorahy & D. Spiegel (toim.), *Traumatic dissociation: Neurobiology and treatment* (s. 3–30). Arlington, VA, Yhdysvallat: American Psychiatric Publishing.
- Embretson, S. E. & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ, Yhdysvallat: Lawrence Erlbaum.
- Espirito-Santo, H., Lopes, M., Simões, S., Cunha, M. & Lemos, L. (2014). EPA-1622 – Psychometrics and correlates of the Adolescent Dissociative Experiences Scale in psychological disturbed and normal Portuguese adolescents. *European Psychiatry*, 29, Supplement 1, 1.
- Fan, X., Miller, B. C., Park, K.-E., Winward, B. W., Christensen, M., Grotevant, H. D. & Tai, R. H. (2006). An exploratory study about inaccuracy and invalidity in adolescent self-report surveys. *Field Methods*, 18, 223–244.
- Farrington, A., Waller, G., Smerden, J. & Faupel, A. W. (2001). The Adolescent Dissociative Experiences Scale: Psychometric properties and difference in scores across age groups. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 189, 722–727.
- Giesbrecht, T., Lynn, S. J., Lilienfeld, S. O. & Merckelbach, H. (2008). Cognitive processes in dissociation: An analysis of core theoretical assumptions. *Psychological Bulletin*, 134, 617–647.
- Hunter, E. C. M., Sierra, M. & David, A. S. (2004). The epidemiology of depersonalisation and derealisation. A systematic review. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 39, 9–18.
- Johnson, M. J. & Amella, E. J. (2013). Isolation of lesbian, gay, bisexual and transgender youth: A dimensional concept analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 70, 523–532.
- Keck Seeley, S. M., Perosa, S. L. & Perosa, L. M. (2004). A validation study of the Adolescent Dissociative Experiences Scale. *Child Abuse & Neglect*, 28, 755–769.
- Kersting, A., Reutemann, M., Gast, U., Ohrmann, P., Suslow, T., Michael, N. & Arolt, V. (2003). Dissociative disorders and traumatic childhood experiences in transsexuals. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 191, 182–189.
- Laoide, A. Ó., Egan, J. & Osborn, K. (2018). What was once essential, may become detrimental: The mediating role of depersonalization in the relationship between childhood emotional maltreatment and psychological distress in adults. *Journal of Trauma & Dissociation*, 19, 514–534.
- Laukkanen, E., Rissanen, M.-L., Honkalampi, K., Kylmä, J., Tolmunen, T. & Hintikka, J. (2009). The prevalence of self-cutting and other self-harm among 13- to 18-year-old Finnish adolescents. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44, 23–28.

- Laukkanen, E. R., Shemeikka, S. L., Viinamäki, H. T., Pölkki, P. L. & Lehtonen, J. O. (2001). Heavy drinking is associated with more severe psychosocial dysfunction among girls than boys in Finland. *Journal of Adolescent Health*, 28, 270–277.
- Loewenstein, R. J. (2018). Dissociation debates: Everything you know is wrong. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 20, 229–242.
- Lyssenko, L., Schmahl, C., Bockhacker, L., Vonderlin, R., Bohus, M. & Kleindienst, N. (2018). Dissociation in psychiatric disorders: A meta-analysis of studies using the Dissociative Experiences Scale. *The American Journal of Psychiatry*, 175, 37–46.
- Maaranen, P., Tanskanen, A., Haatainen, K., Honkalampi, K., Koivumaa-Honkanen, H., Hintikka, J. & Viinamäki, H. (2005). The relationship between psychological and somatoform dissociation in the general population. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 193, 690–692.
- Maaranen, P., Tanskanen, A., Honkalampi, K., Haatainen, K., Hintikka, J. & Viinamäki, H. (2005). Factors associated with pathological dissociation in the general population. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 39, 387–394.
- Martínez-Taboas, A., Shrout, P. E., Canino, G., Chavez, L. M., Ramírez, R., Bravo, M., . . . Ribera, J. C. (2004). The psychometric properties of a shortened version of the Spanish Adolescent Dissociative Experiences Scale. *Journal of Trauma & Dissociation*, 5, 33–54.
- McKinnon, M. C., Boyd, J. E., Frewen, P. A., Lanius, U. F., Jetly, R., Richardson, J. D. & Lanius, R. A. (2016). A review of the relation between dissociation, memory, executive functioning and social cognition in military members and civilians with neuropsychiatric conditions. *Neuropsychologia*, 90, 210–234.
- Menard, S. (2000). Coefficients of determination for multiple logistic regression analysis. *The American Statistician*, 54, 17–24.
- Merckelbach, H., Boskovic, I., Pesy, D., Dalsklev, M. & Lynn, S. J. (2017). Symptom overreporting and dissociative experiences: A qualitative review. *Consciousness and Cognition*, 49, 132–144.
- Merckelbach, H. & Muris, P. (2001). The causal link between self-reported trauma and dissociation: A critical review. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 245–254.
- Miettunen, J., Nordström, T., Kaakinen, M. & Ahmed, A. O. (2015). Latent variable mixture modeling in psychiatric research - a review and application. *Psychological Medicine*, 46, 457–467.
- Miller, T. R., Spray, J. A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measurement*, 30, 107–122.
- Millière R. (2017). Looking for the self: Phenomenology, neurophysiology and philosophical significance of drug-induced ego dissolution. *Frontiers in Human Neuroscience*, 11, 1–22.

- Muris, P., Merckelbach, H. & Peeters, E. (2003). The links between the Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES), fantasy proneness, and anxiety symptoms. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 191, 18–24.
- Nielsen, M. B., Tangen, T., Idsoe, T., Matthiesen, S. B. & Magerøy, N. (2015). Post-traumatic stress disorder as a consequence of bullying at work and at school. A literature review and meta-analysis. *Aggression and Violent Behavior*, 21, 17–24.
- Nilsson, D. & Svedin, C. G. (2006). Dissociation among Swedish adolescents and the connection to trauma. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 194, 684–689.
- Peng, C.-Y. J. & Chen, L.-T. (2014). Beyond Cohen's *d*: Alternative effect size measures for between-subject designs. *The Journal of Experimental Education*, 82, 22–50.
- Pérez-Fabello, M. J. & Campos, A. (2011). Dissociative experiences and creativity in fine arts students. *Creativity Research Journal*, 23, 38–41.
- Pica, M. & Beere, D. (1995). Dissociation during positive situations. *Dissociation*, 8, 241–246.
- Putnam, F. W. (1993). Dissociative disorders in children: Behavioral profiles and problems. *Child Abuse & Neglect*, 17, 39–45.
- Putnam, F. W., Hornstein, N. & Peterson, G. (1996). Clinical phenomenology of child and adolescent dissociative disorders: Gender and age effects. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 5, 351–360.
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna. <https://www.R-project.org>
- Rescorla L, Achenbach T. M., Ivanova, M. Y., Dumenci, L., Almqvist, F., Bilenberg, N.,... Verhulst, F. (2007). Epidemiological comparisons of problems and positive qualities reported by adolescents in 24 countries. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 351–358.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696.
- Revelle, W. (2018) *psych: Procedures for personality and psychological research*, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.8.10.
- Rogmann, J. J. (2013). *Ordinal Dominance Statistics (orddom): An R project for statistical computing package to compute ordinal, nonparametric alternatives to mean comparison* (Version 3.1). Available online from the CRAN website <http://cran.r-project.org/>.
- Şar, V. (2014). The many faces of dissociation: Opportunities for innovative research in psychiatry. *Clinical Psychopharmacology and Neuroscience*, 12, 171–179.

- Şar, V., Dorahy, M. J. & Krüger, C. (2017). Revisiting the etiological aspects of dissociative identity disorder: A biopsychosocial perspective. *Psychology Research and Behavior Management*, 10, 137–146.
- Schimmenti, A. (2016). Psychometric properties of the Adolescent Dissociative Experiences Scale in a sample of Italian adolescents. *Journal of Trauma & Dissociation*, 17, 244–257.
- Sharma, B. & Jain, R. (2014). Right choice of a method for determination of cut-off values: A statistical tool for a diagnostic test. *Asian Journal of Medical Sciences*, 5, 30–34.
- Shiah, I.-S., Yang, S.-N., Shen, L.-J., Chang, A.-J., Gau, Y.-C., Chen, Y.-J. & Chen, C.-K. (2004). Psychopathology and dissociative experiences of male Taiwanese patients with gender identity disorder. *Journal of Medical Sciences*, 24, 135–140.
- Shin, J.-U., Jeong, S. H. & Chung, U.-S. (2009). The Korean version of the Adolescent Dissociative Experience Scale: Psychometric properties and the connection to trauma among Korean adolescents. *Psychiatry Investigation*, 6, 163–172.
- Smith, S. R. & Carlson, E. B. (1996). Reliability and validity of the Adolescent Dissociative Experiences Scale. *Dissociation*, 9, 125–129.
- Soukup, J., Papežová, H., Kuběna, A. A. & Mikolajová, V. (2010). Dissociation in non-clinical and clinical sample of Czech adolescents. Reliability and validity of the Czech version of the Adolescent Dissociative Experiences Scale. *European Psychiatry*, 25, 390–395.
- Suokas-Cunliffe, A. & van der Hart, O. (2006). Dissosiaatiohäiriö – varhaisen, jatkuvan traumatisoitumisen pitkäaikaisseuraamus. *Duodecim*, 122, 2001–2007.
- Swaminathan, H & Rogers, H. J. (1990). Detecting differential item functioning using logistic regression procedures. *Journal of Educational Measurement*, 27, 361–370.
- Tierney, N. J. & Cook, D. H. (2018). *Expanding tidy data principles to facilitate missing data exploration, visualization and assessment of imputations*. Monash Econometrics and Business Statistics Working Papers 14/18, Monash University, Department of Econometrics and Business Statistics. <https://arxiv.org/abs/1809.02264>
- Tolmunen, T., Honkalampi, K., Hintikka, J., Rissanen, M.-L., Maaranen, P., Kylmä, J. & Laukkanen, E. (2010). Adolescent dissociation and alexithymia are distinctive but overlapping phenomena. *Psychiatry Research*, 176, 40–44.
- Tolmunen, T., Maaranen, P., Hintikka, J., Kylmä, J., Rissanen, M.-L., Honkalampi, K.,... Laukkanen, E. (2007). Dissociation in a general population of Finnish adolescents. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 195, 614–617.
- Urbán, R., Kun, B., Farkas, J., Paksi, B., Kökönyei, G., Unoka, Z.,... Demetrovics, Z. (2014). Bifactor structural model of symptom checklists: SCL-90-R and Brief Symptom Inventory (BSI) in a non-clinical community sample. *Psychiatry Research*, 216, 146–154.

- Wahlbeck, K. & Aromaa, E. (2011). Research on stigma related to mental disorders in Finland: A systematic literature review. *Psychiatria Fennica*, 42, 87–109.
- Waller, N. G., Putnam, F. W. & Carlson, E. B. (1996). Types of dissociation and dissociative types: A taxometric analysis of dissociative experiences. *Psychological Methods*, 1, 300–321.
- van Heugten - van der Kloet, D., Giesbrecht, T., van Wel, J., Bosker, W. M., Kuypers, K. P. C., Theunissen, E. L.,... Ramaekers, J. G. (2015). MDMA, cannabis, and cocaine produce acute dissociative symptoms. *Psychiatry Research*, 228, 907–912.
- Weintraub, S. (2004). *Lapsen psyykkisen oireilun kartoitusmenetelmän ASEBAN psykometriset ominaisuudet ja viitearvot suomalaisessa lapsiväestössä*. Helsingin yliopisto. Julkaisematon tutkimushankeraportti.
- Yamasaki, S., Ando, S., Koike, S., Usami, S., Endo, K., French, P.,... Nishida, A. (2016). Dissociation mediates the relationship between peer victimization and hallucinatory experiences among early adolescents. *Schizophrenia Research: Cognition*, 4, 18–23.
- Yoshizumi, T., Hamada, S., Kaida, A., Gotow, K. & Murase, S. (2010). Psychometric properties of the Adolescent Dissociative Experiences Scale (A-DES) in Japanese adolescents from a community sample. *Journal of Trauma & Dissociation*, 11, 322–336.
- Zona, K. P. (2014). *Dissociative symptoms in adolescent girls: Contextual determinants and behavioral outcomes*. Väitöskirja. University of Connecticut.
- Zoroglu, S. S., Sar, V., Tuzun, U., Tutkun, H. & Savas, H. A. (2002). Reliability and validity of the Turkish version of the Adolescent Dissociative Experiences Scale. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 56, 551–556.